Rolf Schäfer

AUSGABENSTRUKTUR UND EINKOMMENSKREISLAUF

Eine ökonometrische Untersuchung des Einkommenskreislaufs der Volkswirtschaft der Bundesrepublik Deutschland 1960 - 1980

1975

1977

Digitized by the Internet Archive
in 2026

https://archive.org/details/IA41547202_0002

AUSGABENSTRUKTUR UND EINKOMMENSKREISLAUF

Eine ökonometrische Untersuchung des Einkommenskreislaufs der Volkswirtschaft der Bundesrepublik Deutschland

1960 - 1980

I N A U G U R A L D I S S E R T A T I O N

zur Erlangung des akademischen Grades eines Doktors der Wirtschaftswissenschaft durch den Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften der Westfälischen Wilhelms-Universität Münster

vorgelegt von

Rolf S c h ä f e r

aus Hannover

1977

UNIV.
LEIDEN
BIBL.

Dekan: Prof. Heinz Hartmann Ph.D.
1. Berichterstatter: Prof. Dr. Ernst Helmstädter
2. Berichterstatter: Prof. Dr. Jochen Schumann
Tag der mündlichen Prüfung: 25./26. November 1975

INHALTSVERZEICHNIS

	Seite
Einleitung	1
I. Kapitel	
Grundlegende Hypothesen und allgemeine Lösungen von Mehr-Sektoren-Modellen	4
Erster Abschnitt: Die Voraussetzungen und Verhaltenshypothesen in der Sektorenanalyse	4
1. Der disaggregierte Einkommenskreislauf	4
2. Die Multiplikatorhypothese als allgemeine Verhaltenshypothese	7
3. Die Akzeleratorhypothese als weitere Verhaltenshypothese	11
Zweiter Abschnitt: Die allgemeine Lösung von Mehr-Sektoren-Modellen	13
1. Die Diskussion der allgemeinen Lösung des einfachen Mehr-Sektoren-Modells	13
2. Die allgemeine Lösung von erweiterten Mehr-Sektoren-Modellen	17
II. Kapitel	
Aufbau des einfachen Mehr-Sektoren-Modells für den Einkommenskreislauf der BRD (Modell I)	19
Erster Abschnitt: Die Wahl und Abgrenzung der Sektoren	19
1. Die Wahl der Sektoren	19
2. Die Sektorenabgrenzung	22
a) 1. Sektor "Unternehmen"	22
b) 2. Sektor "Selbständigenhaushalte"	23
c) 3. Sektor "Arbeitnehmerhaushalte"	23
d) 4. Sektor "Rentnerhaushalte"	23

Seite

e) 5. Sektor "Gebietskörperschaften" 24
f) 6. Sektor "Sozialversicherung" 24
g) 7. Sektor "Ausland" 24

Zweiter Abschnitt: Die Ermittlung des Datenmaterials 26

1. Das Ausgangsmaterial 26'

2. Die notwendigen Erweiterungen 28

3. Die Vereinheitlichung des Gebietsstandes 28

4. Die Reduzierung auf sieben Sektoren 29

a) Die Eliminierung der "Privaten Organisationen" 29
b) Die Eliminierung des Sektors "Vermögensbildung" 3o

5. Die endgültige Gestalt der Daten 31

Dritter Abschnitt: Die Schätzung der Ausgabenfunktionen des Modells I 33

1. Die angewandte Schätzmethode 33

2. Die statistischen Prüfmaße 33

a) Das Bestimmtheitsmaß (R^2) 33
b) Die t-Testwerte der Regressionskoeffizienten (t) 35
c) Der Durbin-Watson-Koeffizient 35
d) Der mittlere absolute Fehler der Regressionsfunktion (MAF) 38

3. Die Wahl der Referenzperiode 39

4. Die Schätzergebnisse der Ausgabenfunktionen 44

5. Die Beurteilung der Schätzergebnisse 45

a) Exkurs: Die Klassifizierung der Transaktionen 45
b) Das Bestimmtheitsmaß 5o

Seite

c) Der Durbin-Watson-Koeffizient 54
d) Der mittlere absolute Fehler 55
e) Die Beurteilung einzelner Funktionen unter ökonomischen Gesichtspunkten 62

Vierter Abschnitt: Die Struktur des Modells I 83

1. Die 37 Verhaltensgleichungen 85

2. Die 7 Definitionsgleichungen 87

3. Die Reduzierung auf 7 Differenzengleichungen 88

III. Kapitel

Funktionsweise und Ergebnisse des Modells I 91

Erster Abschnitt: Die Funktionsweise des Modells 91

Zweiter Abschnitt: Die Ergebnisse der ex-post-Prognose 93

1. Die Anpassung der Sektoreinnahmen 93

2. Die Entwicklung der Wachstumsraten 99

3. Die Entwicklung der Sektoranteile 1oo

4. Die Bedeutung der Wahl des Startjahres 1o4

Dritter Abschnitt: Die Eigenschaften des Modells I 111

1. Stabilitätsanalyse 111

a) Die charakteristischen Wurzeln 111
b) Der Eigenvektor zur dominanten Wurzel 114
c) Die totalen Ausgabekoeffizienten der Sektoren 115

Seite

2. Sensitivitätsanalyse 119

a) Sätze im Zusammenhang mit dem Theorem von Frobenius und Perron 12o

b) Simulationsergebnisse bei partieller Koeffizientenvariation 125

Vierter Abschnitt: Die ex-ante Prognose bis 198o 13o

1. Die Prognoseeigenschaften eines Vergleichsmodells (195o - 196o) 13o

2. Die Ergebnisse der ex-ante Prognose bis 198o 133

a) Die Anpassung in den Jahren 1971 und 1972 133

b) Die Entwicklung der Wachstumsraten 133

c) Die Entwicklung der relativen Sektoranteile und der Einnahmen-Ausgaben-Relationen 138

IV. Kapitel

Versuche mit einem erweiterten Mehr-Sektoren-Modell (Modell II) 153

Erster Abschnitt: Aufbau des Modells II 153

1. Bestimmungsgründe für die Erweiterung des Modells I 153

2. Zusammengefaßte Schätzergebnisse der erweiterten Ausgabenfunktionen 154

a) Vorbemerkungen 154

b) Die Auswahl des Regressionsansatzes 156

c) Die Schätzergebnisse der Ausgabenfunktionen des Modells II und des Modells I im Vergleich 158

Seite

3. Die Struktur des Modells II (1. Version) 161

a) Die Verhaltensgleichungen 161

b) Die Reduzierung auf 7 Differenzengleichungen 166

Zweiter Abschnitt: Die Eigenschaften des Modells II (1. Version) und die Ergebnisse der ex-post-Prognose 169

1. Die charakteristischen Wurzeln 169

2. Die bedeutsamen Eigenvektoren 17o

3. Die Ergebnisse der ex-post-Prognose 171

Dritter Abschnitt: Die Auswirkungen von Veränderungen der Modellstruktur 173

1. Das Modell II in seiner zweiten Version 173

a) Die geänderte Modellstruktur 173

b) Die charakteristischen Wurzeln und die bedeutsamen Eigenvektoren 174

c) Die Ergebnisse der ex-post-Prognose 175

2. Das Modell II in seiner dritten Version 177

a) Die weitergehende Änderung der Modellstruktur 177

b) Die charakteristischen Wurzeln und die bedeutsamen Eigenvektoren 178

c) Die Ergebnisse der ex-post-Prognose 178

Vierter Abschnitt: Die Schlußfolgerungen aus den Erfahrungen mit dem Modell II 18o

1. Der Vergleich mit den Ergebnissen des Modells I 18o

2. Der Vergleich mit dem Modell von Schumann 181

Seite

V. Kapitel

Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse der Analyse und Prognose des disaggregierten Einkommenskreislaufs der Volkswirtschaft der BRD 188

Anhang 197

Literatur- und Quellenverzeichnis 257

VERZEICHNIS DER SCHAUBILDER

		Seite
Schaubild II.3.1:	Die Verteilung der Residuen bei Fehlspezifikation der Regressionsfunktion: 1. Fall	37
Schaubild II.3.2:	Die Verteilung der Residuen bei Fehlspezifikation der Regressionsfunktion: 2. Fall	38
Schaubild II.3.3:	Der Zusammenhang zwischen den Ausgaben für Vorleistungen und Bruttoinvestitionen (A_{11}) und den Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1) nach unterschiedlichen Ausgabenfunktionen	59
Schaubild II.3.4:	Der Zusammenhang zwischen den Konsumausgaben (A_{12}) und den Gesamteinnahmen der Selbständigen (Y_2)	64
Schaubild II.3.5:	Der Zusammenhang zwischen den Konsumausgaben (A_{13}) und den Gesamteinnahmen der Arbeitnehmer (Y_3)	65
Schaubild II.3.6:	Der Zusammenhang zwischen den Konsumausgaben (A_{14}) und den Gesamteinnahmen der Rentner (Y_4)	66
Schaubild II.3.7:	Der Zusammenhang zwischen den gezahlten direkten Steuern (A_{52}) und den Gesamteinnahmen der Selbständigen (Y_2)	69
Schaubild II.3.8:	Der Zusammenhang zwischen den gezahlten direkten Steuern (A_{53}) und den Gesamteinnahmen der Arbeitnehmer (Y_3)	7o
Schaubild II.3.9:	Der Zusammenhang zwischen den gezahlten Sozialversicherungsbeiträgen (A_{63}) und den Gesamteinnahmen der Arbeitnehmer (Y_3)	71

		Seite
Schaubild II.3.1o:	Der Zusammenhang zwischen den an die Selbständigen geflossenen Gewinnen (A_{21}) und den Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1)	77
Schaubild II.3.11:	Der Zusammenhang zwischen den gezahlten Löhnen (A_{31}) und den Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1)	78
Schaubild II.3.12:	Der Zusammenhang zwischen den Ausgaben für Vorleistungen und Bruttoinvestitionen (A_{11}) und den Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1)	8o
Schaubild II.3.13:	Der Zusammenhang zwischen den gezahlten direkten und indirekten Steuern (A_{51}) und den Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1)	81
Schaubild II.3.14:	Der Zusammenhang zwischen den Importausgaben (A_{71}) und den Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1)	82
Schaubild II.3.15:	Der Zusammenhang zwischen den gezahlten Renten und Beamtenpensionen (A_{46}) und den Gesamteinnahmen der Sozialversicherung (Y_6)	84
Schaubild III.2.1:	Tatsächliche und errechnete Sektoranteile an den Gesamteinnahmen aller Sektoren in den Jahren 196o, 1965 und 197o	1o1
Schaubild III.2.2:	Tatsächliche und errechnete Anteile der drei Haushaltssektoren an den Gesamteinnahmen aller Haushalte in den Jahren 196o,1965 und 197o	1o3
Schaubild III.4.1:	Die Entwicklung der Bruttoeinkommensposition der drei Haushaltssektoren von 196o - 198o	144

Seite

Schaubild III.4.2: Die Entwicklung der Abgabenquoten der drei Haushaltssektoren von 1960 - 1980 147

Schaubild III.4.3: Die Entwicklung der Nettoeinkommensposition der drei Haushaltssektoren von 1960 - 1980 149

Schaubild III.4.4: Die Entwicklung der Sparquoten von 1960 - 1980 151

TABELLENVERZEICHNIS

I. Tabellen im Textteil

		Seite
Tab. II.2.1:	Transaktionenmatrix des monetären Einkommenskreislaufs für die BRD im Jahre 1963	27
Tab. II.2.2:	Endgültige Gestalt der Transaktionenmatrizen des monetären Einkommenskreislaufs der BRD, dargestellt am Beispiel des Jahres 1963	32
Tab. II.3.1:	Durchschnittswerte ausgewählter statistischer Prüfmaße von drei Schätzungen mit verschiedener Referenzperiode nach Variablenkategorien	41
Tab. II.3.2:	Die Bestimmtheitsmaße der Schätzfunktionen nach Größenklassen und Variablenkategorien	51
Tab. II.3.3:	Die Durbin-Watson-Koeffizienten der Schätzfunktionen nach Größenklassen und Variablenkategorien	53
Tab. II.3.4:	Variablen der beiden ersten Kategorien mit positiver Autokorrelation der Residuen	54
Tab. II.3.5:	Die mittleren absoluten Fehler der Schätzfunktionen nach Größenklassen und Variablenkategorien	56
Tab. III.2.1:	Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 1 " Unternehmen"	94
Tab. III.2.2:	Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 2 "Selbständigenhaushalte"	94
Tab. III.2.3:	Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 3 "Arbeitnehmerhaushalte"	95
Tab. III.2.4:	Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 4 "Rentnerhaushalte"	95

		Seite
Tab. III.2.5:	Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 5 "Gebietskörperschaften"	96
Tab. III.2.6:	Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 6 "Sozialversicherung"	96
Tab. III.2.7:	Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 7 "Ausland"	97
Tab. III.2.8:	Zusammengefaßte Ergebnisse der ex-post-Prognose	98
Tab. III.2.9:	Mittlerer absoluter Fehler bei ex-post-Prognosen mit unterschiedlichen Basisjahren	1o6
Tab. III.2.1o:	Anteil der Überschätzungen bei ex-post-Prognosen mit unterschiedlichen Basisjahren	1o7
Tab. III.2.11:	Prognosefehler im Jahre 197o bei ex-post-Prognosen mit unterschiedlichen Basisjahren	1o8
Tab. III.2.12:	Im Jahr 197o erreichte Wachstumsrate der Sektoreinnahmen bei ex-post-Prognosen mit unterschiedlichen Basisjahren	1o9
Tab. III.3.1:	Die charakteristischen Wurzeln des Modells I	112
Tab. III.3.2:	Der Eigenvektor zur dominanten Wurzel λ (A) des Modells I, normiert auf prozentuale Sektoranteile	115
Tab. III.3.3:	Die totalen Ausgabekoeffizienten und die autonomen Ausgaben der Sektoren	116
Tab. III.3.4:	Eigenwerte und Eigenvektor zum maximalen Eigenwert der ursprünglichen und der geänderten Koeffizientenmatrix	121
Tab. III.3.5:	Ausgewählte Ausgabekoeffizienten für die gesamte Referenzperiode und einen auf 5 Jahre verkürzten Schätzzeitraum	126

Seite

Tab. III.3.6:	Gleichgewichtige Wachstumsrate und relative Sektoranteile bei Variation ausgewählter Ausgabekoeffizienten	127
Tab. III.4.1:	Vergleich der Ergebnisse unterschiedlicher Prognoseläufe mit einem Modell auf der Basis der Referenzperiode von 195o - 196o	131
Tab. III.4.2:	Die Anpassung der Prognoseergebnisse an die statistischen Daten von 1971 und 1972 für zwei Prognosen mit unterschiedlichen Startjahren	134
Tab. III.4.3:	Die Wachstumsraten der Sektoreinnahmen in den Jahren 1971 und 198o	136
Tab. III.4.4:	Die Entwicklung der relativen Sektoranteile	139
Tab. IV.1.1:	Durchschnittswerte ausgewählter statistischer Prüfmaße der Schätzfunktionen des Modells I und des Modells II nach Variablenkategorien	159
Tab. IV.1.2:	Die Matrix A und der Vektor c des Modells II (1. Version)	168
Tab. IV.2.1:	Die charakteristischen Wurzeln des Modells II (1. Version)	169
Tab. IV.2.2:	Vergleich der für Modell I und Modell II bedeutsamen Eigenvektoren	17o
Tab. IV.2.3:	Die jährlichen "Wachstumsraten" der Einnahmen des Sektors "Unternehmen" nach Modell II (1. Version)	172
Tab. IV.3.1:	Die jährlichen Wachstumsraten der Einnahmen des Sektors "Unternehmen" nach Modell II (2. Version)	176
Tab. IV.3.2:	Die jährlichen Wachstumsraten der Einnahmen des Sektors "Unternehmen" nach Modell II (3. Version)	179

Seite

Tab. IV.4.1: Vergleich der von Schumann und vom Verfasser berechneten Eigenwerte der Matrix M des Schumann-Modells 184

Tab. IV.4.2: Beobachtete und berechnete Gesamteinnahmen sowie die "Wachstumsraten" der berechneten Einnahmen für den Sektor der BRD nach dem Schumann-Modell 186

II. Tabellen im Anhang

Tab. A 1: Ausgaben und Einnahmen der Unternehmen (1. Sektor) in den Jahren 1950 - 1970 199

Tab. A 2: Ausgaben und Einnahmen der Selbständigenhaushalte (2. Sektor) in den Jahren 1950 - 1970 200

Tab. A 3: Ausgaben und Einnahmen der Arbeitnehmerhaushalte (3. Sektor) in den Jahren 1950 - 1970 201

Tab. A 4: Ausgaben und Einnahmen der Rentnerhaushalte (4. Sektor) in den Jahren 1950 - 1970 202

Tab. A 5: Ausgaben und Einnahmen der Gebietskörperschaften (5. Sektor) in den Jahren 1950 - 1970 203

Tab. A 6: Ausgaben und Einnahmen der Sozialversicherung (6. Sektor) in den Jahren 1950 - 1970 204

Tab. A 7: Ausgaben und Einnahmen des Auslands (7. Sektor) in den Jahren 1950 - 1970 205

Tab. A 8: Die Anpassung der Variablen A_{11} 206

Tab. A 9: Die Anpassung der Variablen A_{21} 207

Tab. A 10: Die Anpassung der Variablen A_{31} 208

Tab. A 11: Die Anpassung der Variablen A_{41} 209

Tab. A 12: Die Anpassung der Variablen A_{51} 210

Seite

Tab. A 13:	Die Anpassung der Variablen A_{61}	211
Tab. A 14:	Die Anpassung der Variablen A_{71}	212
Tab. A 15:	Die Anpassung der Variablen A_{12}	213
Tab. A 16:	Die Anpassung der Variablen A_{32}	214
Tab. A 17:	Die Anpassung der Variablen A_{52}	215
Tab. A 18:	Die Anpassung der Variablen A_{62}	216
Tab. A 19:	Die Anpassung der Variablen A_{72}	217
Tab. A 2o:	Die Anpassung der Variablen A_{13}	218
Tab. A 21:	Die Anpassung der Variablen A_{53}	219
Tab. A 22:	Die Anpassung der Variablen A_{63}	22o
Tab. A 23:	Die Anpassung der Variablen A_{73}	221
Tab. A 24:	Die Anpassung der Variablen A_{14}	222
Tab. A 25:	Die Anpassung der Variablen A_{54}	223
Tab. A 26:	Die Anpassung der Variablen A_{64}	224
Tab. A 27:	Die Anpassung der Variablen A_{15}	225
Tab. A 28:	Die Anpassung der Variablen A_{25}	226
Tab. A 29:	Die Anpassung der Variablen A_{35}	227
Tab. A 3o:	Die Anpassung der Variablen A_{45}	228
Tab. A 31:	Die Anpassung der Variablen A_{55}	229
Tab. A 32:	Die Anpassung der Variablen A_{65}	23o
Tab. A 33:	Die Anpassung der Variablen A_{75}	231
Tab. A 34:	Die Anpassung der Variablen A_{16}	232
Tab. A 35:	Die Anpassung der Variablen A_{26}	233
Tab. A 36:	Die Anpassung der Variablen A_{36}	234
Tab. A 37:	Die Anpassung der Variablen A_{46}	235

		Seite
Tab. A 38:	Die Anpassung der Variablen A_{56}	236
Tab. A 39:	Die Anpassung der Variablen A_{76}	237
Tab. A 4o:	Die Anpassung der Variablen A_{17}	238
Tab. A 41:	Die Anpassung der Variablen A_{27}	239
Tab. A 42:	Die Anpassung der Variablen A_{37}	24o
Tab. A 43:	Die Anpassung der Variablen A_{57}	241
Tab. A 44:	Die Anpassung der Variablen A_{67}	242
Tab. A 45:	Die numerischen Werte der Koeffizientenmatrizen und des Vektors der autonomen Einnahmen für die erste Version des Modells II	243
Tab. A 46:	Die numerischen Werte der Koeffizientenmatrizen und des Vektors der autonomen Einnahmen für die zweite Version des Modells II	244
Tab. A 47:	Die numerischen Werte der Matrix A^* und des Vektors c^* für die zweite Version des Modells II	245
Tab. A 48:	Die charakteristischen Wurzeln des Modells II (2. Version)	246
Tab. A 49:	Die Eigenvektoren zu den beiden größten Eigenwerten des Modells II (2. Version)	246
Tab. A 5o:	Die numerischen Werte der Koeffizientenmatrizen und des Vektors der autonomen Einnahmen für die dritte Version des Modells II	247
Tab. A 51:	Die numerischen Werte der Matrix A^* und des Vektors c^* für die dritte Version des Modells II	248
Tab. A 52:	Die charakteristischen Wurzeln des Modells II (3. Version)	249
Tab. A 53:	Die Eigenvektoren zu den beiden größten Eigenwerten des Modells II (3. Version)	249

		Seite
Tab. A 54:	Die konkrete Gestalt der Matrix *M* des Schumann-Modells	25o
Tab. A 55:	Tatsächliche und errechnete Sektoranteile an den Gesamteinnahmen aller Sektoren in den Jahren 196o, 1965 und 197o	251
Tab. A 56:	Tatsächliche und errechnete Anteile der drei Haushaltssektoren an den Gesamteinnahmen aller Haushalte in den Jahren 196o, 1965 und 197o	252
Tab. A 57:	Die Entwicklung der Bruttoeinkommensposition der drei Haushaltssektoren	253
Tab. A 58:	Die Belastung der privaten Haushalte mit direkten Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen von 196o bis 198o	254
Tab. A 59:	Die Entwicklung der Nettoeinkommensposition der drei Haushaltssektoren von 196o bis 198o	255
Tab. A 6o:	Die Entwicklung der Sparquoten der drei Haushaltssektoren von 196o bis 198o	256

Einleitung

Die Erstellung von quantitativen Prognosen über die Entwicklung makroökonomischer Aggregate ist ein Hauptanliegen der empirischen Wirtschaftsforschung. Zur Erfüllung dieser Aufgabe werden in zunehmendem Maße gesamtwirtschaftliche Prognosemodelle herangezogen.

Die bisher für die BRD vorgestellten Modelle größeren Umfangs[1] besitzen eine recht komplizierte Struktur, da bei ihrem Bau eine Fülle von unterschiedlichen Verhaltensannahmen, technologisch bestimmten Relationen und definitorischen Beziehungen verwendet werden. Dabei treten in der Regel auch nichtlineare Beziehungen zwischen einzelnen Variablen auf. Dies führt dazu, daß diese Modelle nicht mehr allgemein lösbar sind. Die Ermittlung der charakteristischen Entwicklungstendenzen der mit diesen Modellen beschriebenen Kreislaufsysteme kann daher nur näherungsweise durch die Auswertung von Simulationsläufen über eine größere Anzahl von Perioden erfolgen.[2]

Ein weiterer Nachteil dieser Systeme besteht darin, daß Prognosen nur möglich sind, wenn die Entwicklung der jeweiligen modellexogenen Variablen vorherbestimmt und dem Modell eingegeben wird. Damit

---

1 Vgl. dazu beispielsweise W. Krelle, D. Beckerhoff, H.G. Langer und H. Fuß: Ein Prognosesystem für die wirtschaftliche Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland, Meisenheim am Glan 1969 und D. Lüdeke: Ein ökonometrisches Vierteljahresmodell für die Bundesrepublik Deutschland, Schriftenreihe des Instituts für Angewandte Wirtschaftsforschung, Bd. 1o, Tübingen 1969.

2 Um diesen Mangel zu beheben, haben zum Beispiel Fischer und Uebe unter beträchtlichem Aufwand das Krelle-Modell nachträglich linearisiert. Vgl. dazu J. Fischer und G. Uebe: Die Linearisierung eines größeren ökonometrischen Modells - Das Modell von Prof. Krelle - Bonn V, Discussionpaper Nr. 6, unveröffentlichtes Manuskript der Abteilung Mathematik an der Technischen Universität München, München o.J.

verlagert sich das Problem der Erstellung treffsicherer Prognosen zu einem nicht unerheblichen Teil auf die genaue Vorhersage der Werte dieser exogenen Variablen. Bei dieser Vorhersage bedient man sich jedoch überwiegend der einfachen Trendextrapolation.[1]

Angesichts dieser Nachteile der bisher angewandten Prognosemodelle stellt sich daher die Frage, ob und inwieweit es möglich und zweckmäßig ist, die charakteristischen Entwicklungstendenzen und Strukturveränderungen disaggregierter Kreislaufsysteme auch durch einfacher konzipierte Modelle zu analysieren und zu prognostizieren.

Solche Modelle sind in der Literatur unter dem Begriff "Mehr-Sektoren-Modelle" entwickelt worden. Es handelt sich dabei um streng schematische Erweiterungen des einfachen Keynesschen Multiplikatormodells auf mehrere Sektoren. Alle auftretenden Beziehungen werden als linear unterstellt; als erklärende Variable erscheinen ausschließlich zeitverzögerte endogene Größen.

In der vorliegenden Arbeit wird nun untersucht, inwieweit sich charakteristische Entwicklungstendenzen sowie Änderungen bestimmter Strukturmerkmale des disaggregierten Einkommenskreislaufs der Bundesrepublik Deutschland mit Hilfe dieses Instrumentariums analysieren und prognostizieren lassen.

Im ersten Kapitel werden die Grundhypothesen der getesteten Modelle und die mathematischen Grundlagen zu ihrer allgemeinen Lösung beschrieben. Die nächsten beiden Kapitel geben Auskunft über den konkreten Aufbau eines Mehr-Sektoren-Modells, welches nur auf der Multiplikatorhypothese beruht (Modell I), sowie über die hiermit erzielten Ergebnisse. Dabei zeigt sich, daß die mittelfristige

---

1 Zur Problematik dieser Vorgehensweise siehe G. Menges: Ökonometrische Prognosen, Köln 1967, S. 26.

Entwicklung des Einkommenskreislaufs gut mit Hilfe dieses Modells zu prognostizieren ist, konjunkturelle Schwankungen jedoch nicht erfaßt werden können.

Im vierten Kapitel wird das Modell I um eine verallgemeinerte Akzelerationshypothese erweitert, um so auch konjunkturelle Bewegungen beschreiben zu können (Modell II). Da mit diesem Modell jedoch keine brauchbaren Resultate erzielt werden konnten, wurden zwei weitere Versionen getestet, die im Prinzip Mischformen des Modells I und des Modells II darstellen. Auch diese beiden Modelle führten zu keinen praktikablen Ergebnissen. In allen Fällen verlief die mit Hilfe der Modelle des Typs II prognostizierte Expansion des Einkommenskreislaufs unter jährlichen Oszillationen, die mit fortschreitender Zeit an Stärke zunahmen.

Das fünfte Kapitel beschließt die Untersuchung mit einer Zusammenfassung der wesentlichen Ergebnisse, die mit dem Modell I bei der Analyse und Prognose des Einkommenskreislaufs der BRD erzielt wurden. Darüberhinaus werden die Schlußfolgerungen gezogen, die sich aus der Erfahrung mit verschiedenen Arten von Mehr-Sektoren-Modellen für die generelle Anwendbarkeit dieser Analyse- und Prognoseinstrumente ergaben.

Die vorliegende Arbeit entstand im Rahmen eines von der Deutschen Forschungsgemeinschaft finanziell unterstützten und am Institut für Industriewirtschaftliche Forschung der Universität Münster durchgeführten Forschungsvorhabens. Bei den zur Modellschätzung verwendeten Daten konnte weitgehend auf empirisches Material zurückgegriffen werden, welches im Zusammenhang mit diesem Forschungsprojekt zuvor erstellt worden war.

I. Kapitel

Grundlegende Hypothesen und allgemeine Lösungen von Mehr-Sektoren-Modellen

Erster Abschnitt: Die Voraussetzungen und Verhaltenshypothesen in der Sektorenanalyse

1. Der disaggregierte Einkommenskreislauf

Die allgemeinen theoretischen Grundlagen, auf denen die in dieser Arbeit empirisch getesteten Mehr-Sektoren-Modelle beruhen, wurden im wesentlichen von Chipman und Goodwin entwickelt.[1] Sie gehen von einem disaggregierten Einkommenskreislauf aus, dessen einzelne Bestandteile für jede Periode wie folgt in einer Transaktionenmatrix erfaßt werden können:

---

1 Siehe J.S. Chipman: The Multi-Sector-Multiplier, in: Econometrica, Vol. 18, 1950, S. 355 - 374; ders.: Professor Goodwin's Matrix Multiplier, in: The Economic Journal, Vol. LX, 1950, S. 753 - 763; ders.: The Theory of Intersectoral Money Flows and Income Formation, Baltimore 1951 und R.M. Goodwin: The Multiplier as Matrix, in: The Economic Journal, Vol. LIX, 1949, S. 537 - 555; ders.: Does the Matrix Multiplier Oscillate?, in: The Economic Journal, Vol. LX, 1950, S. 764 - 770. Eine erste, ausführliche Darstellung in der deutschsprachigen Literatur findet sich bei G. Hamer: Neuere Entwicklungen der Multiplikatortheorie, Dissertation, Kiel 1954.

		Ausgaben leistende Sektoren						Gesamteinnahmen
		1	2	...	j	...	n	
Einnahmen empfangende Sektoren	1	A_{11}	A_{12}	...	A_{1j}	...	A_{1n}	Y_1
	2	A_{21}	A_{22}	...	A_{2j}	...	A_{2n}	Y_2
	.	.	.		.		.	.
	.	.	.		.		.	.
	. .	.	.		.		.	.
	i	A_{i1}	A_{i2}	...	A_{ij}	...	A_{in}	Y_i
	.	.	.		.		.	.
	.	.	.		.		.	.
	.	.	.		.		.	.
	n	A_{n1}	A_{n2}	...	A_{nj}	...	A_{nn}	Y_n
Gesamtausgaben		A_1	A_2	...	A_j	...	A_n	$\sum_{j=1}^{n} A_j = \sum_{i=1}^{n} Y_i$

Obwohl die Sektorbildung grundsätzlich auch nach anderen Gesichtspunkten erfolgen könnte[1], wird in der Regel und auch in dieser Arbeit eine institutionelle Aufteilung unterstellt, wie sie in den heute bestehenden Systemen volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen durchgeführt wird. Als wichtigste Sektoren werden demnach die Haushalte, die Unternehmen und der Staat unterschieden. Wenn die vorhandenen Daten dies zulassen, sind selbstverständlich noch weitergehende Unterteilungen dieser Sektoren möglich.

---

1 Zu denken wäre insbesondere an eine regionale Differenzierung, die eine Anwendung dieser Modelle z.B. auch auf raumwirtschaftliche Fragestellungen ermöglicht.

Die zwischen den Sektoren und innerhalb eines Sektors fließenden Ströme stellen im einzelnen die monetären Äquivalente der empfangenen Güter, Dienstleistungen und Faktorleistungen dar (Leistungstransaktionen), beinhalten aber auch Zahlungen ohne direkte Gegenleistung wie z.B. Steuerzahlungen, Subventionen und Einkommensübertragungen (Transfers). So kann beispielsweise der von den Haushalten zum Staat fließende Strom Ausgaben für vom Staat bezogene Dienstleistungen und Steuerzahlungen umfassen. Ausgeschlossen sind nur Zahlungen, die direkt aufgrund von Kreditbeziehungen geleistet werden (Finanztransaktionen).[1] Da eine Preisbereinigung von Strömen wenig sinnvoll erscheint, die kein Äquivalent ausgetauschter Güter und Dienstleistungen sind, beschränkt sich die Untersuchung auf die Analyse von Nominalgrößen.[2]

Aus der Transaktionenmatrix ist ersichtlich, daß jede Transaktion A_{ij} gleichzeitig eine Ausgabe des Sektors j und eine Einnahme des Sektors i darstellt. Die Transaktionen A_{ij} sind die Innenumsätze des Sektors j. Sie stellen gleichzeitig Ausgaben und Einnahmen dieses Sektors dar. Weil die Summe der Einnahmen eines Sektors i aus den Ausgaben aller anderen Sektoren an diesen Sektor und den Innenumsätzen dieses Sektors besteht, gilt

$$(I.1.1) \quad Y_i = \sum_{j=1}^{n} A_{ij} \quad (i = 1, \ldots, n).$$

Die Summe der Ausgaben aller Sektoren ist gleich der Summe der Einnahmen aller Sektoren. Vorausgesetzt ist also ein geschlossener

---

1 Zur angegebenen Klassifizierung der Transaktionen vgl. E. Helmstädter: Wirtschaftstheorie II, München 1976, S. 15 f.

2 Die Problematik der Preisbereinigung von solchen Daten besteht in der willkürlichen Auswahl des Warenkorbes, mit dessen Preisindex deflationiert werden soll. Wenigstens zwei solcher Warenkörbe kommen dafür grundsätzlich immer infrage: der Warenkorb des leistenden Sektors und derjenige des empfangenden Sektors, denen wegen ihrer meist völlig andersartigen Zusammensetzung oft auch stark unterschiedlich verlaufende Preisreihen zugehören.

Kreislauf, der sich jedoch nicht notwendig im Gleichgewicht befinden muß.[1] Bei den einzelnen Sektoren können die Gesamtausgaben nämlich größer oder kleiner als die Gesamteinnahmen sein. Die durch die so entstehenden Defizite oder Überschüsse bewirkten Finanzierungsströme zwischen den Sektoren werden jedoch - wie bereits erwähnt - nicht erfaßt, weil sie reine Finanztransaktionen darstellen.

2. Die Multiplikatorhypothese als allgemeine Verhaltenshypothese

In der einfachen Multiplikatortheorie werden die Konsumausgaben der Haushalte als linear abhängig von deren Einkommen angesehen. Der Gedanke von Chipman und Goodwin war nun, diese Verhaltenshypothese auf alle Ausgaben der unterschiedenen Sektoren zu übertragen, um eine differenziertere Analyse des Multiplikatorprozesses zu ermöglichen. Werden die Ausgaben als abhängig von den Einnahmen der gleichen Periode betrachtet, so läßt sich aus diesen Annahmen ein Mehr-Sektoren-Multiplikator ableiten.[2] Wegen seines komparativ-statischen Charakters ist er jedoch zur empirischen Analyse expandierender Kreislaufsysteme wenig geeignet. Aus diesem Grunde wollen wir darauf nicht näher eingehen und wenden uns der dynamischen Version der Sektorenanalyse zu.

Dabei wird unterstellt, daß sich die Ausgaben eines Sektors als lineare Funktion seiner Einnahmen aus der Vorperiode beschreiben lassen:

---

1 Zu dieser Charakterisierung von Kreislaufsystemen siehe E. Helmstädter: Wirtschaftstheorie II, a.a.O., S. 1o.

2 Dieser wird von Chipman "multi-sector multiplier", von Goodwin einfach "matrix multiplier" genannt. Vgl. J.S. Chipman: The Multi-Sector Multiplier, a.a.O. und R.M. Goodwin: The Multiplier as Matrix, a.a.O.

$$(I.1.2)^1 \quad A_{ij}^t = a_{ij} \; Y_j^{t-1} + C_{ij} \qquad (i,j = 1, \ldots, n).$$

Die C_{ij} stellen dabei die autonomen, nicht von den Einnahmen abhängigen Ausgaben des Sektors j an den Sektor i dar.

Im allgemeinen ist es üblich, die marginale Ausgabeneigung oder Grenzausgabeneigung eines Wirtschaftssubjektes (oder einer ganzen Gruppe von Wirtschaftseinheiten) als das Verhältnis der Änderung seiner Gesamtausgaben zur Änderung seiner Gesamteinnahmen zu definieren. Da in der Sektorenanalyse unterstellt wird, daß jeder Sektor Ausgaben an verschiedene Sektoren leisten kann, lassen sich auf die gleiche Weise auch (partielle) Grenzausgabeneigungen eines Sektors j in bezug auf einen Sektor i definieren.
Wesentlich bei diesen Definitionen ist der Bezug auf die gleiche Periode sowohl bei den Einnahmen als auch bei den Ausgaben. Dieser Bezug ist für die Parameter a_{ij} in der Gleichung (I.1.2) nicht gegeben. Wir gehen nämlich nicht davon aus, daß bei den meisten Sektoren die Einnahmen der Periode t-1 erst in der nächsten Periode t verausgabt werden, sondern fassen die Ausgabenfunktionen (I.1.2) als echte Verhaltensfunktionen auf, d.h. als Funktionen, die beschreiben, nach welchen Kriterien die Sektoren die Höhe ihrer aus den laufenden Einnahmen finanzierten Ausgaben bestimmen. Entscheidend sind dabei eher die an den vergangenen Einnahmen orientierten Erwartungen der Sektoren über die zukünftige Einnahmeent-

---

1 Die hier angewandte Form der Indizierung wurde aus schreibtechnischen Gründen gewählt. An den ganz wenigen Stellen, an denen eine Verwechslung des hochgestellten Zeitindex t mit einem gleichlautenden Exponenten möglich wäre, wurde die zu potenzierende Größe daher in Klammern gesetzt. Die Numerierung der Gleichungen, Tabellen sowie der Schaubilder in dieser Arbeit erfolgt für jeden Abschnitt der einzelnen Kapitel getrennt. So ist z.B. (III.3.4) die vierte Gleichung innerhalb des dritten Abschnitts des III. Kapitels.

wicklung, als bestimmte, mehr technisch determinierte Transaktionsperioden, mit denen in der vorhandenen Literatur zur Sektorenanalyse der time-lag in den Ausgabenfunktionen überwiegend begründet wird.[1] Daher werden die Parameter a_{ij} in der vorliegenden Arbeit auch nicht als marginale Ausgabeneigungen, sondern einfach als partielle Ausgabekoeffizienten bezeichnet.[2] Inwieweit die in der Theorie der Sektorenanalyse angenommene Konstanz dieser Ausgabenkoeffizienten tatsächlich zutrifft, wird anhand der Schätzergebnisse der einzelnen Ausgabenfunktionen zu beurteilen sein. Dabei wird sich gleichzeitig herausstellen, ob die Annahme eines einheitlichen time-lags von einer Periode bei den Ausgabenfunktionen gerechtfertigt ist.

Unter Verwendung der Definitionsgleichungen (I.1.1) für die Sektoreinnahmen und der Verhaltenshypothesen der einzelnen Sektoren gemäß (I.1.2) läßt sich nun das folgende Gleichungssystem bilden:

---

1 Siehe dazu die eingehenden Erörterungen z.B. bei G. Hamer: Neuere Entwicklungen der Multiplikatortheorie, a.a.O., S. 1o8 ff, bei J. Schumann: Die Sektorenanalyse als Instrument konjunkturtheoretischer Untersuchungen, Berlin 1959, S. 32 ff und bei J.S. Chipman: The Theory of Inter-Sectoral Money Flows and Income Formation, a.a.O., S. 42 ff.

2 Wachsen die Einnahmen eines Sektors j mit der Rate w_{y_j}, so läßt sich der Zusammenhang zwischen der "wahren" marginalen Ausgabeneigung dieses Sektors in bezug auf einen anderen Sektor i (a^*_{ij}) und dem partiellen Ausgabekoeffizienten a_{ij} wie folgt ableiten:
$Y_j^{t-1} = Y_j^t \frac{1}{1+w_{y_j}}$. Dies eingesetzt in (I.1.2) ergibt:

$$A_{ij}^t = \frac{a_{ij}}{1+w_{y_j}} Y_j^t + C_{ij}.$$

Die "wahre" partielle marginale Ausgabeneigung beträgt also

$$a^*_{ij} = \frac{a_{ij}}{1+w_{y_j}}$$

$$
\begin{aligned}
Y_1^t &= a_{11}\, Y_1^{t-1} + a_{12}\, Y_2^{t-1} + \ldots + a_{1n}\, Y_n^{t-1} + C_1 \\
Y_2^t &= a_{21}\, Y_1^{t-1} + a_{22}\, Y_2^{t-1} + \ldots + a_{2n}\, Y_n^{t-1} + C_2 \\
&\vdots \\
Y_n^t &= a_{n1}\, Y_1^{t-1} + a_{n2}\, Y_2^{t-1} + \ldots + a_{nn}\, Y_n^{t-1} + C_n,
\end{aligned}
\qquad \text{(I.1.3)}
$$

wobei die C_i[1] bereits die Summe der von allen Sektoren j an den Sektor i geleisteten autonomen Ausgaben C_{ij} darstellen:

$$
C_i = \sum_{j=1}^{n} C_{ij} \quad (i = 1, \ldots, n). \qquad \text{(I.1.4)}
$$

Dieses System von linearen inhomogenen Differenzengleichungen erster Ordnung mit konstanten Koeffizienten stellt den einfachsten Fall eines dynamischen Mehr-Sektoren-Modells dar. Mit einem Modell dieses Typs werden wir die mittelfristigen, charakteristischen Entwicklungstendenzen analysieren, die sich aus der Struktur des disaggregierten Einkommenskreislaufs der BRD ergeben.

---

1 Diese C_i werden im folgenden als autonome Einnahmen des Sektors i bezeichnet, um Verwechslungen mit der an anderer Stelle gebildeten Summe C_j der vom Sektor j insgesamt geleisteten autonomen Ausgaben zu vermeiden.

$$
C_j = \sum_{i=1}^{n} C_{ij} \quad (j = 1, \ldots, n).
$$

3. Die Akzelerationshypothese als weitere Verhaltenshypothese

Schumann hat als erster die Akzelerationshypothese in verallgemeinerter Form in die Sektorenanalyse eingeführt, um dieses theoretische Instrumentarium auch auf konjunkturtheoretische Fragestellungen anwenden zu können.[1] Dabei wird unterstellt, daß die laufenden Ausgaben nicht nur von der Höhe der Einnahmen der Sektoren bestimmt werden, sondern auch von den Einnahmenänderungen in der Vergangenheit abhängig sind. Je nach der angenommenen zeitlichen Verzögerung tritt dann entweder die Einnahmendifferenz $(Y_j^t - Y_j^{t-1})$ oder die Differenz $(Y_j^{t-1} - Y_j^{t-2})$ in den Ausgabenfunktionen des Sektors j als zusätzliche erklärende Variable auf. Welcher Hypothese für ein empirisches Modell der Vorzug zu geben ist, hängt letztlich vom Vergleich der Ergebnisse der alternativ formulierten Schätzfunktionen für die Ausgaben an. Wenn die Periodenlänge ein Jahr beträgt, ist allerdings zu vermuten, daß die Sektoren ihre Ausgaben eher nach den zeitlich weniger weit zurückliegenden Einnahmenänderungen richten. Entsprechende Überprüfungen der verschiedenen Hypothesen mit den Daten des disaggregierten Einkommenskreislaufs der BRD haben diese Vermutung bestätigt. Es zeigte sich, daß die Ausgaben der Sektoren von allen getesteten Funktionen mit der Multiplikator- und Akzeleratorhypothese am besten durch die Ausgabenfunktion

$$(I.1.5) \quad A_{ij}^t = a_{ij} \; Y_j^{t-1} + b_{ij} \; (Y_j^t - Y_j^{t-1}) + C_{ij}$$

beschrieben werden konnten. Diese Verhaltenshypothese wurde daher einem zweiten Modell zugrundegelegt. Das entsprechende Gleichungssystem sieht wie folgt aus:

---

1 Siehe dazu J. Schumann: Die Sektorenanalyse als Instrument konjunkturtheoretischer Untersuchungen, a.a.O.

$$
\begin{aligned}
Y_1^t &= a_{11}\, Y_1^{t-1} + b_{11}\,(Y_1^t - Y_1^{t-1}) + \ldots \\
&+ a_{1n}\, Y_n^{t-1} + b_{1n}\,(Y_n^t - Y_n^{t-1}) + C_1 \\
Y_2^t &= a_{21}\, Y_1^{t-1} + b_{21}\,(Y_1^t - Y_1^{t-1}) + \ldots \\
&+ a_{2n}\, Y_n^{t-1} + b_{2n}\,(Y_n^t - Y_n^{t-1}) + C_2 \\
&\vdots \\
Y_n^t &= a_{n1}\, Y_1^{t-1} + b_{n1}\,(Y_1^t - Y_1^{t-1}) + \ldots \\
&+ a_{nn}\, Y_n^{t-1} + b_{nn}\,(Y_n^t - Y_n^{t-1}) + C_n .
\end{aligned}
\tag{I.1.6}
$$

Zweiter Abschnitt: Die allgemeine Lösung von Mehr-Sektoren-Modellen

1. Die Diskussion der allgemeinen Lösung des einfachen Mehr-Sektoren-Modells

Das Gleichungssystem (I.1.3) lautet, in Matrizenschreibweise formuliert:

$$(I.2.1) \qquad y^t = A\, y^{t-1} + c,$$

wobei y^t den Spaltenvektor der Sektoreinnahmen der Periode t, y^{t-1} den entsprechenden Vektor der Vorperiode, A die Matrix der Ausgabekoeffizienten a_{ij} und c den Vektor der autonomen Einnahmen darstellt. Die allgemeine Lösung des homogenen Teils dieses Differenzengleichungssystems erster Ordnung ist bekanntlich gegeben durch

$$(I.2.2) \qquad y^t = \sum_{j=1}^{n} k_j\, (\lambda_j)^t\, v_j,$$ [1]

wobei $\lambda_1, \ldots, \lambda_n$ die Eigenwerte der Matrix A, $v_1, \ldots, v_n$ die zugehörigen Eigenvektoren und die k_j beliebig zu wählende reelle Konstanten darstellen.[2]

Diese Lösung gilt, falls n verschiedene reelle Eigenwerte λ_j zur (n x n) Matrix A existieren. Im Falle mehrfacher oder komplexer Eigenwerte wird die allgemeine Behandlung des Differenzengleichungs-

---

1 Vgl. M.J. Beckmann und H.P. Künzi: Mathematik für Ökonomen II, Berlin, Heidelberg, New York 1973, S. 12o f.

2 Eine Zahl λ heißt Eigenwert oder auch charakteristische Wurzel zur Matrix A, wenn es einen Vektor v ($v \neq o$) gibt, bei dem gilt: $A\, v = \lambda v$. Dieser Vektor wird Eigenvektor zu λ und A genannt.

systems (I.2.1) schwieriger.[1] Wir setzen daher bei der Ableitung der Bedeutung der Eigenwerte und Eigenvektoren für die Eigenschaften des einfachen Mehr-Sektoren-Modells zunächst n verschiedene reelle Eigenwerte λ_j voraus.

Die allgemeine Lösung des inhomogenen Differenzengleichungssystems (I.2.1) lautet:

$$(I.2.3) \quad y^t = \bar{y} + \sum_{j=1}^{n} k_j (\lambda_j)^t v_j$$

wobei $\bar{y}$ die partikuläre Lösung von (I.2.1) mit

$$(I.2.4) \quad \bar{y} = (E-A)^{-1} c$$

ist.

Anhand der allgemeinen Lösung des inhomogenen Differenzengleichungssystems, die durch (I.2.3) gegeben ist, lassen sich nun die grundlegenden Entwicklungstendenzen aufzeigen, die diesem System immanent sind. Dabei können wir grundsätzlich zwei Fälle unterscheiden, die im folgenden näher beschrieben sind.

1. Fall: $|\lambda_j| < 1$ für alle $j = 1, \ldots, n$

---

1 Für den Fall komplexer Eigenwerte siehe U. Meyer: Zur Lösung von linearen Differenzengleichungssystemen, insbesondere der Behandlung von komplexen Eigenwerten; unveröffentlichtes Manuskript, Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre der Universität Münster, Münster 1975. An dieser Stelle möchte ich meinem Kollegen Dipl.-Mathem. Dipl.-Volksw. Ulrich Meyer ganz besonders dafür danken, daß er mir bei der Behandlung schwieriger Fragen aus der Theorie der Differenzengleichungen geholfen sowie die notwendigen Programme erstellt hat. Alle Rechnungen im Zusammenhang mit dieser Arbeit wurden auf der IBM 360/50 des Rechenzentrums der Universität Münster durchgeführt.

Wie man aus (I.2.3) entnehmen kann, geht jeder Summand und damit die ganze Summe

$$\sum_{j=1}^{n} k_j (\lambda_j)^t v_j \quad \text{für} \quad t \to \infty$$

gegen Null, wenn für alle λ_j die Bedingung

(I.2.5) $\quad |\lambda_j| < 1 \quad (j = 1, \ldots, n)$

gilt.

Sind also alle Eigenwerte der Matrix A dem Betrage nach kleiner als eins, dann resultiert langfristig aus (I.2.3)

(I.2.6) $\quad y^t = \bar{y}$.

Übertragen auf das Mehr-Sektoren-Modell bedeutet dies, daß die Einnahmen aller Sektoren langfristig jeweils einem Grenzwert zustreben, dessen Höhe durch die partikuläre Lösung bestimmt ist. Der Einkommenskreislauf nähert sich in diesem Fall immer mehr einem stationären Zustand.[1]

2. Fall: $|\lambda_j| < 1$ nicht für alle $j = 1, \ldots, n$

Falls nicht alle λ_j der Bedingung (I.2.5) genügen, hängt die langfristige Entwicklung des Einkommenskreislaufs letztlich nur von demjenigen Eigenwert λ_j ab, der dem Betrage nach der größte

---

1 Wie hier nicht näher gezeigt werden soll, resultiert dieses Ergebnis auch, wenn komplex Eigenwerte existieren, im übrigen aber die Bedingung $|\lambda_j| < 1$ für alle $j = 1, \ldots, n$ erfüllt bleibt.

Eigenwert ist. Diesen Eigenwert wollen wir als dominante Wurzel $\lambda(A)$ bezeichnen.[1]

Die Summanden in (I.2.3), die zu einem Eigenwert λ_j mit $|\lambda_j| > 1$ gehören, wachsen dem Betrage nach für $t \to \infty$ über alle Grenzen, während die übrigen Summanden gegen Null konvergieren (für Eigenwerte λ_j mit $|\lambda_j| < 1$) oder dem Betrage nach konstant bleiben (für Eigenwerte λ_j mit $|\lambda_j| = 1$ und die partikuläre Lösung $\bar{y}$). Sie werden also für wachsendes t gegenüber den ersteren Summanden (für $|\lambda_j| > 1$) bedeutungslos. Von den Eigenwerten λ_j mit $|\lambda_j| > 1$ bestimmt wiederum der betragsmäßig größte Eigenwert $\lambda(A)$ die langfristige Entwicklung des Systems, und zwar in dem Sinne, daß die Proportionen der Komponenten y^t für wachsendes t den Proportionen des $\lambda(A)$ zugehörigen Eigenvektors $v(A)$ asymptotisch gleich werden. Auf lange Sicht läßt sich die Entwicklung y^t damit gemäß

(I.2.7) $$A\, v(A) = \lambda(A)\, v(A)$$

dann beschreiben durch

(I.2.8) $$y^t = \lambda(A)\, y^{t-1}$$

Für alle Komponenten von y^t gilt also langfristig asymptotisch eine einheitliche Wachstumsrate

---

1 Für die Diskussion dieses Falles wollen wir drei Grenzfälle ausschließen, die für empirisch gewonnene Matrizen A nicht relevant sind:

1. Für die dominante Wurzel gilt $|\lambda(A)| = 1$.
2. Es gibt mehrere λ_j mit $|\lambda_j| = |\lambda(A)|$.
3. Der zu $\lambda_j = \lambda(A)$ gehörige Koeffizient k_j in (I.2.3) ist Null.

Diese Grenzfälle ließen sich stets durch geringfügige Änderung einiger Koeffizienten der Matrix A beseitigen, z.B. durch die Berücksichtigung einer anderen Anzahl von Stellen hinter dem Komma

(I.2.9) $w_{Y_j} = \lambda(A) - 1 \qquad (j = 1, \ldots, n).$

Gleichung (I.2.8) entnimmt man, daß das durch (I.2.3) charakterisierte einfache Mehr-Sektoren-Modell langfristig immer dann eine stetige Expansion des Einkommenskreislaufs mit der Rate $w_y = \lambda(A)-1$ beschreibt, wenn für die dominante Wurzel der diesem Modell zugrunde liegenden Matrix A gilt:

(I.2.1o) $\lambda(A) > 1 .$

Für den Fall dagegen, daß $\lambda(A) < -1$, resultieren langfristig jährliche Oszillationen, deren Amplitude mit der Rate $w = |\lambda(A)|-1$ zunimmt. Aus (I.2.8) ist ersichtlich, daß dabei das Vorzeichen der Komponenten von y^t (d.h. der Sektoreinnahmen) jährlich wechselt.

Läßt man **entgegen** der zuvor gemachten Annahme[1] auch komplexe Eigenwerte zu, so vollzieht sich die Entwicklung der Sektoreinnahmen unter Schwingungen mit größer werdender Amplitude, wenn der dominante Eigenwert $\lambda(A)$ komplex und dem Betrage nach größer als eins ist.[2,3]

2. Die allgemeine Lösung von erweiterten Mehr-Sektoren-Modellen

Wird das allein auf der Multiplikatorhypothese beruhende Mehr-Sektoren-Modell um die Akzelerationshypothese erweitert, dann lassen sich für die so konzipierten Modelle ebenfalls allgemeine Lösungen berechnen. Dabei können grundsätzlich zwei Fälle unterschieden

---

1 Vgl. S. 14.

2 Genau genommen existieren in diesem Fall zwei dem Betrage nach gleich große "dominante Wurzeln"; denn komplexe Eigenwerte treten immer in konjugiert komplexen Paaren auf.

3 Zum Beweis dieser Behauptung siehe U. Meyer: Zur Lösung von linearen Differenzengleichungssystemen, insbesondere der Behandlung von komplexen Eigenwerten, a.a.O., S. 8 ff.

werden. Besteht die zusätzliche erklärende Variable in den einzelnen Ausgabenfunktionen aus der Differenz der laufenden zu den Einnahmen der Vorperiode, läßt sich durch geeignete Umformung und Zusammenfassung wieder ein System von n Differenzengleichungen erster Ordnung gemäß (I.2.1) bilden. Die zuvor beschriebene Lösung gilt dann entsprechend.[1]

Wird als Akzeleratorvariable dagegen die Differenz der Einnahmen aus zwei aufeinanderfolgenden vergangenen Perioden verwendet, erhält man ein System von n Differenzengleichungen zweiter Ordnung. Systeme dieser Art lassen sich jedoch durch geeignete Rechenoperationen immer in Systeme von 2n Differenzengleichungen erster Ordnung umwandeln, auf die dann ebenfalls das für das einfache Mehr-Sektoren-Modell abgeleitete Lösungsverfahren entsprechend anzuwenden ist.[2]

Nachdem die grundlegenden Hypothesen und die allgemeinen Lösungen von verschiedenen Typen von Mehr-Sektoren-Modellen dargestellt wurden, wenden wir uns im nächsten Kapitel dem Aufbau eines einfachen dynamischen Modells für den Einkommenskreislauf der Volkswirtschaft der BRD zu, welches nur auf der Multiplikatorhypothese basiert.

---

1 Für das durch (I.1.5) charakterisierte erweiterte Mehr-Sektoren-Modell vgl. S. 166.

2 Vgl. dazu beispielsweise das Vorgehen auf S. 182 f.

II. Kapitel

Aufbau des einfachen Mehr-Sektoren-Modells für den Einkommenskreislauf der BRD

(Modell I)

Erster Abschnitt: Die Wahl und Abgrenzung der Sektoren

1. Die Wahl der Sektoren

Will man die Entwicklung des Einkommenskreislaufs einer Volkswirtschaft mit Hilfe der Sektorenanalyse untersuchen, so ist zunächst eine Entscheidung über die Art der Disaggregation des Gesamtsystems zu fällen.

Diese Entscheidung kann nur vom Ziel der Untersuchung bestimmt werden. Stehen zum Beispiel Fragen zur unterschiedlichen räumlichen Entwicklung im Vordergrund, dann muß die Sektorenbildung zwangsläufig nach regionalen Merkmalen erfolgen. Eine Untersuchung, deren Ziel die Analyse der Entwicklung einzelner Branchen einer Volkswirtschaft darstellt, erfordert naturgemäß eine entsprechende Disaggregation des gesamten Unternehmenssektors, wie sie auch in der Input-Output-Analyse vorgenommen wird.

In der hier vorliegenden Untersuchung soll dagegen versucht werden, den Einkommenskreislauf der Volkswirtschaft der BRD unter Verwendung des institutionellen Gliederungsschemas zu analysieren, welches in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) des Statistischen Bundesamtes angewandt wird. Daraus ergab sich die zunächst vorzunehmende Disaggregierung des Gesamtkreislaufs in die Sektoren "Unternehmen", "Private Haushalte", "Gebietskörperschaften", "Sozialversicherung" und"Ausland".[1]

---

1 Vgl. dazu Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Fachserie N, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1 "Konten und Standardtabellen", Stuttgart und Mainz, verschiedene Jahrgänge.

In der VGR des Statistischen Bundesamtes wird neben dem Untersektor "Private Haushalte" noch der Untersektor "Private Organisationen ohne Erwerbscharakter" ausgewiesen, jedoch nur sehr unvollständig.[1] Wenn auch in dem zugrunde gelegten statistischen Ausgangsmaterial[2] dazu einige weitere Angaben vorhanden sind, so waren doch insgesamt die für diesen Sektor verfügbaren Daten im Vergleich zu denen der anderen Sektoren unvollständig und auch relativ ungenau. Auf eine separate Behandlung der Privaten Organisationen wurde daher verzichtet. Dies schien auch noch aus einem anderen Grunde ratsam. Im Verhältnis zu den anderen Sektoren verfügen die Privaten Organisationen nur über sehr geringe Einnahmen. Da diese ja aus den Ausgaben der übrigen Sektoren an die Privaten Organisationen bestehen, stand zu befürchten, daß sich für diese Transaktionen keine Ausgabenfunktionen mit Koeffizienten sinnvoller Größenordnung ergeben würden. Die von den und an die Privaten Organisationen geleisteten Ausgaben wurden daher anderen Sektoren zugerechnet.[3]

Aufgrund des zur Verfügung stehenden Datenmaterials ergab sich, daß statt eines Sektors "Private Haushalte" drei verschiedene, nach sozio-ökonomischen Kriterien unterschiedene Haushaltsgruppen als getrennte Sektoren gebildet werden konnten. Dabei handelt es sich um die"Selbständigenhaushalte", die"Arbeitnehmerhaushalte" und die"Rentnerhaushalte". Eine separate Erfassung dieser drei Haushaltsgruppen in empirischen Modellen für die Volkswirtschaft der BRD ist unseres Wissens bisher noch nicht erfolgt und stellt insofern eine interessante Erweiterung der üblichen Disaggregationsschemata dar. Mit ihrer Hilfe wird es möglich, die Entwicklung der gruppenspezifischen Einkommensverteilung und die unterschiedliche Bedeutung der staatlichen Umverteilung für die Einkommensverteilung der drei Haushaltsgruppen deutlich zu machen.

---

1 Lediglich das Produktionskonto und das Einkommensentstehungskonto wird für die Priv. Org. o.E. getrennt ausgewiesen. Die Angaben der übrigen Konten sind noch mit denjenigen der Privaten Haushalte zusammengefaßt. Vgl. dazu Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Konten und Standardtabellen 197o, a.a.O., S. 36 und S. 86 f.

2 Vgl. dazu den nächsten Abschnitt, S. 26ff.

3 Einzelheiten dazu siehe S. 29 f.

In den als Ausgangsmaterial für die letztlich zu verwendenden statistischen Daten dienenden Transaktionenmatrizen des monetären Einkommenskreislaufs[1] ist neben den bisher erwähnten institutionellen Sektoren noch ein weiterer, funktionell abgegrenzter Sektor "Vermögensbildung" enthalten, als dessen "Einnahmen" die Ersparnisse der übrigen Sektoren verbucht sind. Auf der "Ausgabenseite" dieses Sektors erscheinen dann diejenigen Transaktionen, die die verschiedenen Formen der gesamtwirtschaftlichen Vermögensbildung repräsentieren. Dies sind in der Hauptsache die Nettoinvestitionen aller inländischen Sektoren, zu einem weitaus geringeren Teil aber auch die - bis auf das Jahr 1950 - positive Änderung der Nettoposition des Inlands gegenüber dem Ausland und die selbsterstellten Anlagen der Gebietskörperschaften. Nun ist leicht ersichtlich, daß ein so definierter funktioneller Sektor "Vermögensbildung", der nur die Aufgabe hat, die Finanzierung der gesamtwirtschaftlichen Vermögensbildung durch die einzelnen institutionellen Sektoren besonders deutlich zu machen, methodisch nicht in die hier vorgestellten Mehr-Sektoren-Modelle eingebaut werden kann, deren Grundlage darin besteht, die Ausgaben der Sektoren als Funktion ihrer jeweiligen Gesamteinnahmen darzustellen. Auf den Vermögensbildungssektor übertragen hieße das nämlich, die Nettoinvestitionen als Funktion der gesamtwirtschaftlichen Ersparnis aufzufassen. Dies ist jedoch wenig sinnvoll, da die Größen Investitionen und Ersparnis, ex post betrachtet, identisch sind[2] und nur zwei verschiedene Erscheinungsformen des gesamtwirtschaftlichen Vermögenszuwachses darstellen.

Aus diesem Grunde konnte der im statistischen Ausgangsmaterial ausgewiesene Vermögensbildungssektor nicht berücksichtigt werden.

---

1 Vgl. dazu den nächsten Abschnitt, S. 26 ff, insbesondere S.27.

2 Von der relativ unbedeutenden Änderung der Nettoposition der inländischen Sektoren gegenüber dem Ausland wollen wir dabei einmal absehen.

Demnach fußen die hier untersuchten Modelle auf der Disaggregation des gesamten Einkommenskreislaufs der Volkswirtschaft der BRD in folgende sieben Sektoren:

1. Sektor "Unternehmen"
2. Sektor "Selbständigenhaushalte"
3. Sektor "Arbeitnehmerhaushalte"
4. Sektor "Rentnerhaushalte"
5. Sektor "Gebietskörperschaften"
6. Sektor "Sozialversicherung"
7. Sektor "Ausland".

2. Die Sektorenabgrenzung

Im großen und ganzen stimmen die Abgrenzungen der hier unterschiedenen Sektoren mit denjenigen der VGR überein.[1] Völlig identisch sind sie bei den drei Sektoren "Gebietskörperschaften", "Sozialversicherung" und "Ausland". Im folgenden werden die wichtigsten Abgrenzungsmerkmale kurz dargestellt und Abweichungen von der üblichen Definition erläutert.

a) 1. Sektor "Unternehmen"

Neben den gewerblichen, landwirtschaftlichen und handwerklichen Betrieben umfaßt dieser Sektor alle Dienstleistungsunternehmen wie Kreditinstitute, Versicherungsgesellschaften, Praxen der freien Berufe sowie die in staatlicher Hand befindlichen Unternehmen. Abweichend vom gleichlautenden Sektor der VGR sind hier auch die Privaten Organisationen ohne Erwerbscharakter erfaßt.[2]

---

1 Zu Einzelheiten der Abgrenzung und Definition der in der VGR unterschiedenen Sektoren und Untersektoren siehe Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Konten und Standardtabellen 1970, a.a.O., S. 32-36.

2 Zur Begründung siehe S. 29 f.

In der Wirtschaftstheorie wird davon ausgegangen, daß die privaten Haushalte über ihr Einkommen nur durch Konsum und Ersparnisbildung in Form von Geldvermögen verfügen, während alle Sachinvestitionen von den Unternehmen oder vom Staat getätigt werden. Diese Fiktion ist auch bei der Erstellung der VGR vom Statistischen Bundesamt beibehalten worden und hat dazu geführt, daß alle Transaktionen im Zusammenhang mit der Erstellung, Unterhaltung und Nutzung von Wohnbauten privater Haushalte nicht bei diesen, sondern beim Sektor Unternehmen gebucht werden. Wegen fehlender statistischer Unterlagen ist diese Verbuchungspraxis auch in dieser Arbeit beibehalten worden. Insofern umfaßt der Sektor Unternehmen auch Transaktionen, die eigentlich den privaten Haushalten zuzuordnen wären.

b) 2. Sektor "Selbständigenhaushalte"

Dieser Sektor umfaßt alle Haushalte, deren überwiegende Einkünfte aus selbständiger Tätigkeit des Haushaltsvorstandes resultieren. Neben den Haushalten der selbständigen Landwirte, die wohl den zahlenmäßig größten Teil ausmachen, gehören hierzu noch die selbständigen Handwerker, die Einzelunternehmen sowie alle freiberuflich Tätigen.

c) 3. Sektor "Arbeitnehmerhaushalte"

In diesem Sektor sind alle Haushalte erfaßt, deren Vorstände ihre Einkommen überwiegend aus unselbständiger Tätigkeit erzielen. Es sind dies die Beamten, Angestellten und Arbeiter.

d) 4. Sektor "Rentnerhaushalte"

Die Haushalte, deren Vorstände bereits aus dem Erwerbsleben ausgeschieden sind, bilden den Sektor "Rentnerhaushalte". Die Bezieher von Renten aus der gesetzlichen Sozialversicherung stellen hier den größten Anteil vor den pensionierten Beamten.

Diejenigen Personen, die weder abhängig beschäftigt sind noch eine selbständige Tätigkeit ausüben, sondern von den Erträgen ihres Vermögens leben ("Rentiers"), zählen nicht zu den Rentnern, sondern werden den Selbständigen zugerechnet.

e) 5. Sektor "Gebietskörperschaften"

Erfaßt sind hierunter "alle Institutionen, deren Aufgabe überwiegend darin besteht, Dienstleistungen eigener Art für die Allgemeinheit zu erbringen, und die sich hauptsächlich aus Zwangsabgaben finanzieren"[1], mit Ausnahme der Sozialversicherung und den in staatlicher Hand befindlichen Unternehmen. Dieser Sektor umfaßt hauptsächlich den Bund, die Länder und die Gemeinden.

f) 6. Sektor "Sozialversicherung"

Zum Sektor "Sozialversicherung" zählen hier wie im gleichlautenden Untersektor der VGR die folgenden Sozialversicherungsträger: die gesetzliche Rentenversicherung der Arbeiter und Angestellten, die gesetzliche Krankenversicherung, die gesetzliche Unfallversicherung, die Arbeitslosenversicherung, die Familienausgleichskassen (nur bis 1964) und ein fiktiver Pensionsfonds für die Beamten.

g) 7. Sektor "Ausland"

Bei diesem Sektor werden alle Transaktionen zwischen den inländischen Wirtschaftseinheiten und der übrigen Welt erfaßt. Zu den inländischen Wirtschaftseinheiten rechnen dabei (mit Ausnahme der Angehörigen von diplomatischen und konsularischen Vertretern sowie von im Inland stationierten Streitkräften) alle Personen, die ihren ständigen Wohnsitz und alle Betriebe, die ihren Standort in der Bundesrepublik haben.

---

1 Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Konten und Standardtabellen 1970, S. 33.

Unerheblich ist dabei die Nationalität der Personen oder die Eigentumszugehörigkeit der Betriebe. Wichtig ist diese Definition der "Inländer" vor allem in Bezug auf die erhebliche Anzahl ausländischer Arbeitnehmer, die ihren ständigen Wohnsitz in der BRD haben und deshalb nicht dem Sektor Ausland zugerechnet werden.

Ein besonderes Problem bei der Abgrenzung des Auslandssektors stellten indessen intrasektorale Transaktionen dar, deren Einbeziehung eigentlich aufgrund der Konzeption der hier behandelten Modelle für die Bestimmung der Ausgabenfunktionen des Auslands erforderlich gewesen wäre. Die Erfassung der Innenumsätze des gesamten Auslands[1] mit einer hinreichenden Genauigkeit, die derjenigen der übrigen Transaktionen in etwa entsprochen hätte, scheiterte jedoch an den unüberwindlichen praktischen Schwierigkeiten, die mit einer zuverlässigen Schätzung dieser Transaktionen verbunden gewesen wären. Zudem hätte eine Berücksichtigung dieser enormen Beträge sehr wahrscheinlich dazu geführt, daß für die im Verhältnis zu den Gesamteinnahmen relativ kleinen Ausgaben des Auslands an die einzelnen inländischen Sektoren keine ökonometrische Schätzung von sinnvollen und statistisch signifikanten Ausgabeparametern möglich gewesen wäre.[2]

Die Nichtberücksichtigung der intrasektoralen Ausgaben des Auslands führt dazu, daß die Ausgaben des Auslands (im wesentlichen für unsere Exporte) nur noch von den Werten unserer

---

1 Dazu zählen - um nur die wichtigsten Transaktionen zu nennen - sowohl die Vorleistungen, Bruttoinvestitionen, Konsumausgaben wie auch alle Exporte aller Länder der Welt.

2 Aus den gleichen Gründen verzichtete auch Jahnke bei seinem Sektorenmodell für die Volkswirtschaft der BRD auf die Einbeziehung der Innenumsätze des Auslands. Vgl. W. Jahnke: Ökonometrische Untersuchungen über ein dynamisches Sektorenmodell für die Bundesrepublik Deutschland 1951-1960, Berlin 1966, S. 57 f.

Importe abhängen, denn diese stellen nun den Hauptbestandteil der so definierten ausländischen "Einnahmen" dar.[1] Wenn dies vom theoretischen Standpunkt auch äußerst unbefriedigend ist, so zeigte sich bei der Schätzung der entsprechenden Ausgabenfunktion (A_{17}) doch, daß sie vom statistischen Standpunkt aus betrachtet ebenso befriedigende Ergebnisse erzielte wie andere Funktionen, die für die Struktur des Einkommenskreislaufs von ähnlicher Bedeutung sind wie die Exporte.[2]

Zweiter Abschnitt: Die Ermittlung des Datenmaterials

1. Das Ausgangsmaterial

Als Grundlage für die Berechnung der endgültigen Daten zur Schätzung der Ausgabenfunktionen der einzelnen Sektoren dienten Transaktionenmatrizen des Einkommenskreislaufs der Volkswirtschaft der BRD, die für die Jahre von 195o - 197o vorlagen.[3] In diesen Transaktionenmatrizen sind die den Einkommenskreislauf bildenden Ströme in tabellarischer Form vollständig erfaßt.

Wie aus der in Tabelle II.2.1 exemplarisch für das Jahr 1963 abgebildeten Transaktionenmatrix hervorgeht, sind darin neben den für das Modell ausgewählten sieben institutionellen Sektoren noch ein ebenso abgegrenzter Transaktor "Private Organisationen ohne Erwerbscharakter" und ein funktionell bestimmter Transaktor[4] "Vermögensbildung" enthalten.

---

1 Die übrigen von den inländischen Sektoren an das Ausland geleisteten Ausgaben fallen dagegen kaum ins Gewicht.

2 Vgl. dazu Tab. A 4o, S.238 .Zurückzuführen ist dies auf die weitgehend proportionale Entwicklung der Exporte und Importe in dem der Schätzung zugrundeliegenden Referenzzeitraum.

3 Vgl. dazu R. Schäfer und A. Zerwas: Transaktionenmatrizen des monetären Einkommenskreislaufs für die BRD 195o - 197o, unveröffentlichter Forschungsbericht, Münster 1972.

4 Die Begriffe "Transaktor" und "Sektor" sind synonym zu gebrauchen.

TRANSAKTIONENMATRIX DES MONETÄREN EINKOMMENSKREISLAUFS

FÜR DIE BUNDESREPUBLIK DEUTSCHLAND IM JAHRE 1963

(in Mio.DM)

WESTFÄLISCHE WILHELMS-UNIVERSITÄT
INSTITUT
FÜR INDUSTRIEWIRTSCHAFTLICHE FORSCHUNG
44 MÜNSTER (WESTF.)
UNIVERSITÄTSSTRASSE 14-16

ZAHLUNGEN LEISTENDE TRANSAKTOREN

ZAHLUNGEN EMPFANGENDE TRANSAKTOREN		WIRTSCHAFT (1)			PRIVATE ORGANISATIONEN OHNE ERWERBSCHARAKTER (2)			SELBSTAENDIGEN HAUSHALTE (3)			ARBEITNEHMER HAUSHALTE (4)			RENTNER HAUSHALTE (5)			STAAT OHNE SOZIALVERSICHERUNG (6)			SOZIALVERSICHERUNG (7)			VERMOEGENSBILDUNG (8)			AUSLAND (9)			ZEILENSUMME
		Nr.	TRANSAKTION	BETRAG	Nr.	TRANSAKTION	BETRAG	Nr.	TRANSAKTION	BETRAG	Nr.	TRANSAKTION	BETRAG	Nr.	TRANSAKTION	BETRAG	Nr.	TRANSAKTION	BETRAG	Nr.	TRANSAKTION	BETRAG	Nr.	TRANSAKTION	BETRAG	Nr.	TRANSAKTION	BETRAG	
WIRTSCHAFT	(1)	111 ABSCHREIBUNGEN 112 EINK.A.U.u.VERM. 113 PRAE.F.SCHAD.VERS. 114 VERM.UEBERTR.	35.300 17.340 1.930 270	121 122	ABSCHREIBUNGEN VORLEISTUNGEN	250 1.790	131 ZINSEN A.KONS.SCHULD. 132 PRAE.F.SCHAD.VERS.(U.) 133 PRAE.F.SCHAD.VERS.(HH) 134 KONSUMNACHFRAGE	110 1.390 810 44.570	141 ZINSEN A.KONS.SCHULD. 142 PRAE.F.SCHAD.VERS. 143 KONSUMNACHFRAGE	960 1.610 135.270	151 ZINSEN A.KONS.SCHULD. 152 PRAE.F.SCHAD.VERS. 153 KONSUMNACHFRAGE	60 270 30.890	161 ABSCHREIBUNGEN 162 ZINSEN D.STAATES 163 SUBVENTIONEN 164 PRAE.F.SCHAD.VERS. 165 VERM.UEB.V.STAAT 166 VORLEISTUNGEN	1.600 2.010 3.570 30 2.480 23.480	171 ABSCHREIBUNGEN 172 VORLEISTUNGEN	40 8.800	181 NETTO-INV.D.STAATES 182 NETTO-INV.D.WIRTSCH. 183 NETTO-INV.D.SOZ.VERS.	14.250 49.350 140	191 SALDO D.LEIST.BIL. 192 GEWINNE 193 SUBVENTIONEN 194 PRAE.F.SCHAD.VERS.	5.860 1.140 20 90	385.680
PRIVATE ORGANISATIONEN OHNE ERWERBSCHARAKTER	(2)							231 KIRCHENSTEUER 232 KAEUFE D.SELBST.HH.	1.070 100	241 KIRCHENSTEUER 242 KAEUFE D.ARBEITN. 243 GEWERKSCH.BEITR.	1.050 320 460	251 KIRCHENSTEUER 252 KAEUFE D.RENTNER	60 80	261 ZUSCHUESSE 262 VORLEISTUNGEN	1.370 2.130										6.640
SELBSTAENDIGEN HAUSHALTE	(3)	311 EINK.A.U.u.VERM. 312 SCHAD.VERS.LEIST.(HH) 313 SCHAD.VERS.LEIST.(U.) 314 VERM.UEB.v.UNTERN.	81.670 900 1.180 60													361 ZINSEN v.STAAT 362 RESTL.LEIST. 363 V.UEB.v.STAAT(U.) 364 V.UEB.v.STAAT(HH)	30 490 1.700 820	371 RENTEN 372 V.UEB.v.SOZ.VERS.(U)	680 20				391 GEWINNE 392 VERM.UEB.v.AUSL.	100 20	87.670
ARBEITNEHMER HAUSHALTE	(4)	411 LOEHNE v.D.WIRTSCH. 412 EINK.A.U.u.VERM. 413 SCHAD.VERS.LEIST. 414 VERM.UEB.v.UNTERN.	154.560 2.790 1.810 40	421	LOEHNE v.P.O.o.E.	3.490	431 LOEHNE v.PR.HAUSH.	2.360								461 LOEHNE v.STAAT 462 ZINSEN v.STAAT 463 KINDERGELD 464 SONST.LFD.UEBERTR. 465 RESTL.LEISTUNGEN 466 VERM.UEB.v.STAAT	26.900 40 - 300 1.180 1.340	471 LOEHNE v.D.SOZ.VERS. 472 RENTEN	1.630 9.710				491 LOEHNE v.AUSLAND 492 LFD.UEBERTR.v.AUSL.	1.500 90	207.740
RENTNER HAUSHALTE	(5)	511 EINK.A.U.u.VERM. 512 SCHAD.VERS.LEIST. 513 VERM.UEB.v.UNTERN.	730 300 10													561 ZINSEN v.STAAT 562 SOZIALHILFE 563 KRIEGSOPFERVERS. 564 RESTL.LEISTUNGEN 565 VERM.UEB.v.STAAT	20 1.270 3.450 290 270	571 RENTEN 572 PENSIONEN	20.530 8.740						35.610
STAAT (OHNE SOZIAL-VERSICHERUNG)	(6)	611 VERKAEUFE D.STAATES 612 EINK.A.U.u.VERM. 613 INDIREKTE STEUERN 614 SCHAD.VERS.LEIST. 615 SONST.LFD.UEBERTR. 616 VERM.UEB.v.U.M.E.R. 617 KOERPERSCH.STEUER	3.310 3.830 52.170 30 190 400 9.660	621	INDIREKTE STEUERN	20	631 VERKAEUFE D.STAATES 632 DIREKTE STEUERN 633 SONST.LFD.UEBERTR. 634 VERM.UEB.A.STAAT(HH) 635 VERM.UEB.A.STAAT(U.)	350 15.710 180 220 610	641 VERKAEUFE D.STAATES 642 DIREKTE STEUERN 643 SONST.LFD.UEBERTR.	1.050 14.170 220	651 VERKAEUFE D.STAATES 652 DIREKTE STEUERN 653 SONST.LFD.UEBERTR.	250 920 50	661 EINK.A.U.u.VERM. 662 INDIREKTE STEUERN	140 40	671 INDIREKTE STEUER 672 VORLEISTUNGEN 673 V.UEB.v.SOZ.VERS.	10 1.570 -	681 SELBSTERST.ANL.	230	691 GEWINNE 692 DIREKTE STEUERN 693 SONST.LFD.UEBERTR. 694 VERM.UEB.v.AUSLAND	80 20 10 -	105.440
SOZIAL-VERSICHERUNG	(7)	711 BEITR.z.GES.UNFALLV. 712 SONST.LFD.UEBERTR. 713 EINK.A.U.u.VERM.	2.220 880 2.010	721	BEITR.z.GES.UNFALLV.	40	731 SOZIALVERS.BEITR.	1.450	741 SOZIALVERS.BEITR. 742 SONST.LFD.UEBERTR.	36.700 100	751 SONST.LFD.UEBERTR.	210	761 BEITR.z.UNFALLVERS. 762 EINK.A.U.u.VERM. 763 VERK.D.SOZ.VERS. 764 SONST.LFD.UEBERTR. 765 VERM.UEB.v.STAAT	100 310 40 11.230 -							791 SOZIALVERS.BEITR.	80	55.370
VERMOEGENS-BILDUNG	(8)	811 ERSPARNIS (UNV.GEW.) 812 V.UEB.A.STAAT v.UmeR 813 V.UEB.v.STAAT A.UmeR. 814 VERM.UEB.A.AUSLAND 815 VERM.UEB.WI.A.WI. 816 VERM.UEB.WI.A.WI. 817 VERM.UEB.A.HAUSH.	6.460 - 400 2.480 - 20 270 - 270 - 110	821	ERSPARNIS	1.050	831 ERSPARNIS 832 V.UEB.v.SOZ.VERS.(U.) 833 V.UEB.A.STAAT(HH) 834 V.UEB.v.STAAT(U.) 835 V.UEB.v.STAAT(HH) 836 V.UEB.A.STAAT(U.) 837 VERM.UEB.v.UNTERN. 838 VERM.UEB.v.AUSLAND 839 VERM.UEB.A.AUSLAND	16.950 20 - 220 1.700 820 - 610 60 20 - 100	841 ERSPARNIS 842 VERM.UEB.v.STAAT 843 VERM.UEB.v.UNTERN.	12.670 1.340 40	851 ERSPARNIS 852 VERM.UEB.v.STAAT 853 VERM.UEB.v.UNTERN.	2.540 270 10	861 ERSPARNIS 862 V.UEB.v.UNTERN.(u.HH) 863 V.UEB.v.PR.HAUSH. 864 V.UEB.A.UNTERN.(u.HH) 865 V.UEB.A.PR.HAUSH. 866 VERM.UEB.A.AUSLAND 867 VERM.UEB.v.AUSLAND 868 VERM.UEB.v.SOZ.VERS. 869 VERM.UEB.A.SOZ.VERS.	21.480 1.010 220 - 4.180 - 2.430 - 560 - - -	871 ERSPARNIS 872 VERM.UEB.A.UNTERN. 873 VERM.UEB.A.STAAT 874 VERM.UEB.v.STAAT	3.410 - 20 - -						63.900
AUSLAND	(9)	911 LOEHNE v.D.WIRTSCH. 912 GEWINNE v.UNTERN. 913 IND.STEU.v.UNTERN. 914 PRAE.F.SCHAD.VERS. 915 SONST.LFD.UEBERTR. 916 VERM.UEB.v.UNTERN.	400 3.090 40 110 20 20				931 VERM.UEB.v.PR.HAUSH.	100	941 LFD.UEBERTRAG.	1.780						961 ZINSEN v.STAAT 962 LOEHNE v.STAAT 963 SONST.LFD.UEBERTR. 964 VERM.UEB.v.STAAT	90 10 2.610 560	971 SONST.LFD.UEBERTR.	250	981 AUSSENBEITRAG 982 SALDO D.UEB.BIL.	5.090 - 5.160			9.010
SPALTENSUMME				385.680			6.640			87.670			207.740			35.610			105.440			55.370			63.900			9.010	

Die Angaben in den Transaktionenmatrizen stimmen in ihren Eckgrößen mit den revidierten Zahlen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes überein.[1] Dabei beziehen sich die Zahlen für die Jahre 1950 - 1959 auf die Bundesrepublik ohne Saarland und Berlin, für die Jahre von 1961 bis 1970 auf den erweiterten Gebietsstand. Für das Jahr 1960 liegen die Angaben sowohl für den kleinen Gebietsstand (BRD ohne Saarland und Berlin) als auch für den großen Gebietsstand vor. Bei den Zahlen für die Jahre von 1967 bis 1970 handelt es sich um vorläufige Ergebnisse.

Obwohl das in der Form der Transaktionenmatrizen vorliegende Zahlenmaterial den an die Daten zu stellenden Anforderungen schon weitgehend entsprach, mußten dennoch einige wesentliche Ergänzungen und Veränderungen vorgenommen werden, ehe mit der ökonometrischen Arbeit begonnen werden konnte.

2. Die notwendigen Erweiterungen

Um der in der Sektorenanalyse postulierten Abhängigkeit der Ausgaben eines Sektors von seinen Gesamteinnahmen Rechnung zu tragen, mußte zunächst der Saldo der Leistungsbilanz (Position 191) durch die beiden Posten "Exporte" (neue Position 191) und "Importe" (zusätzliche Position 917) ersetzt werden. Außerdem wurden die Innenumsätze der Wirtschaft um die "Vorleistungen" ergänzt (Position 115).

3. Die Vereinheitlichung des Gebietsstandes

Wie bereits erwähnt, betrifft das in den Transaktionenmatrizen vorliegende Datenmaterial verschiedene Gebietsstände. Da die für die Modellkonstruktion verwendeten Ausgabenfunktionen der Sektoren Differenzengleichungen erster oder höherer Ordnung

---

1 Vgl. dazu die entsprechenden Angaben in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Konten und Standardtabellen, a.a.O., verschiedene Jahrgänge, sowie Fachserie N, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 3 "Sonderbeiträge" Revidierte Reihen ab 1950, Stuttgart und Mainz 1972.

bilden, muß bei ihrer ökonometrischen Schätzung von einem gleichbleibenden Gebietsstand ausgegangen oder der Einfluß wechselnder Gebietsstände durch die Einführung von Dummy-Variablen ausgeschaltet werden. In dieser Arbeit wurde auf die Einführung von Dummy-Variablen verzichtet und daher mußten alle Zahlen mit Hilfe eines teilweise recht komplizierten Verfahrens auf einen einheitlichen Gebietsstand (BRD einschließlich Saarland und Berlin) umgerechnet werden.

4. Die Reduzierung auf sieben Sektoren

Aus den bereits dargelegten Gründen[1] mußten die in den Transaktionenmatrizen enthaltenen Daten des monetären Einkommenskreislaufs unter Fortfall der Sektoren "Private Organisationen ohne Erwerbscharakter" und "Vermögensbildung" von den ursprünglich vorhandenen neun Sektoren auf die verbleibenden sieben Sektoren zusammengefaßt werden.

a) Die Eliminierung der "Privaten Organisationen"

Anders als in der offiziellen VGR üblich, wurden die "Privaten Organisationen" nicht den "Privaten Haushalten", sondern dem Sektor "Unternehmen" zugerechnet, weil für eine Zurechnung der entsprechenden Beträge auf die drei hier unterschiedenen Haushaltssektoren weder auf der Ausgabenseite noch bei den Einnahmen sinnvolle Kriterien gefunden werden konnten.

Unterstellt man eine sowohl von den Unternehmen als auch von den drei Haushaltssektoren wesentlich verschiedene Struktur der Einnahmen und Ausgaben bei den Privaten Organisationen, so war auch deshalb eine von der Praxis des Statistischen Bundesamtes abweichende Behandlung dieses Sektors gerechtfertigt, weil durch die Einbeziehung in den im Verhältnis zu den drei Haushaltssektoren wesentlich größeren Unternehmenssektor die

1 Vgl. S. 2o f

mögliche Veränderung der sektortypischen Einnahmen- und Ausgabenstruktur insgesamt auf ein Minimum beschränkt blieb.

b) Die Eliminierung des Sektors "Vermögensbildung"

Wie schon im ersten Kapitel dargelegt wurde, enthalten die hier vorgestellten Modelle keine expliziten Sparfunktionen der einzelnen Sektoren. Deshalb konnte die gesamte Zeile des Vermögensbildungssektors in den Transaktionenmatrizen ersatzlos gestrichen werden. Die tatsächlichen Ausgaben der übrigen Sektoren blieben dadurch sowohl in ihrer absoluten Höhe, als auch in ihrer Struktur völlig unverändert. Dagegen mußten die in der Spalte "Vermögensbildung" gebuchten Nettoinvestitionen als Ausgabe für die von den Unternehmen bezogenen Investitionsgüter bei den betreffenden Sektoren gebucht werden. Da auch die selbsterstellten Anlagen der Gebietskörperschaften einen Teil der Nettoinvestitionen bilden, mußte mit ihnen ebenso verfahren werden.

Die restlichen beiden in der Spalte "Vermögensbildung" enthaltenen Positionen "Außenbeitrag" (981) und "Saldo der Übertragungsbilanz" (982) konnten jedoch wie die in der Vermögensbildungszeile enthaltenen Positionen weggelassen werden. Sie repräsentieren nämlich keine tatsächlichen Ausgaben an das Ausland, sondern zeigen nur die Veränderung der nicht aus Kapitaltransaktionen resultierenden Forderungen und Verbindlichkeiten aller inländischen Sektoren gegenüber dem Ausland an. Diejenigen Transaktionen, die diese Änderung der Vermögensposition der inländischen Sektoren gegenüber dem Ausland bewirkt haben, sind bereits einzeln in der Zeile und Spalte des Auslandssektors aufgeführt.

5. Die endgültige Gestalt der Daten

Nachdem alle notwendigen Änderungen der in den Transaktionenmatrizen enthaltenen Daten durchgeführt waren und die Zusammenfassung auf sieben Sektoren stattgefunden hatte, blieb als letzter Schritt übrig, alle jeweils von einem Sektor an einen anderen Sektor oder an sich selbst geleisteten Ausgaben zu einer Summe zusammenzufassen; denn diese Ausgabensummen werden bei der Schätzung der Ausgabenfunktionen als unabhängige Variable eingesetzt.

Aufgrund der Zusammenfassung der unterschiedlichen Ausgaben, die von einem bestimmten Sektor j an einen Sektor i geleistet werden, ergaben sich die für die anschließende ökonometrische Arbeit zugrunde gelegten jährlichen Transaktionenmatrizen des monetären Einkommenskreislaufs der Volkswirtschaft der BRD, von denen wieder diejenige des Jahres 1963 hier als Beispiel in Tabelle II.2.2 abgebildet ist.[1] Aus dieser Tabelle geht hervor, daß von den insgesamt 49 Feldern der Transaktionenmatrix nur 37 Felder besetzt sind. Die zu ihrer Erstellung verwendeten Statistiken wiesen also für 12 theoretisch mögliche Transaktionen keine Zahlenwerte aus. In fünf Fällen handelt es sich dabei um intrasektorale Transaktionen, denn nur die beiden Sektoren "Unternehmen" und "Gebietskörperschaften" leisten Ausgaben an sich selbst. In weiteren sechs Fällen sind die Rentnerhaushalte entweder auf der Einnahmenseite oder auf der Ausgabenseite betroffen. Dieser Sektor ist von allen sieben Sektoren am wenigsten durch Transaktionen mit anderen Sektoren ökonomisch verflochten. Er leistet nur Ausgaben an drei andere Sektoren ("Unternehmen", "Gebietskörperschaften" und "Sozialversicherung") und empfängt auch alle seine Einnahmen ausschließlich von diesen drei Sektoren.

---

1 Die Zahlenangaben aller so ermittelten endgültigen Transaktionenmatrizen für die Jahre 1950 - 1970 finden sich in geänderter tabellarischer Form im Anhang dieser Arbeit. Vgl. Tab. A1 bis A7 auf S. 199-205.

TABELLE II 2.2

Endgültige Gestalt der Transaktionenmatrizen des monetären Einkommenskreislaufs der BRD, dargestellt am Beispiel des Jahres 1963 (Angaben in Mio DM)

		Ausgaben tätigende Sektoren j (j = 1, ..., 7)																	
		1		2		3		4		5		6		7					
		Unternehmen		Selbständigen-haushalte		Arbeitnehmer-haushalte		Rentner-haushalte		Gebietskörper-schaften		Sozialver-sicherung		Ausland		Einnahmen insgesamt	
1	Unternehmen	A_{11}	708.560	A_{12}	46.980	A_{13}	138.160	A_{14}	31.300	A_{15}	50.920	A_{16}	8.980	A_{17}	72.920	Y_1	1.057.820
2	Selbständi-genhaushalte	A_{21}	83.810	A_{22}		A_{23}		A_{24}		A_{25}	3.040	A_{26}	700	A_{27}	120	Y_2	87.670
3	Arbeitnehmer-haushalte	A_{31}	162.690	A_{32}	2.360	A_{33}		A_{34}		A_{35}	29.760	A_{36}	11.340	A_{37}	1.590	Y_3	207.740
4	Rentnerhaus-halte	A_{41}	1.040	A_{42}		A_{43}		A_{44}		A_{45}	5.300	A_{46}	29.2"0	A_{47}		Y_4	35.610
5	Gebietskörper-schaften	A_{51}	69.610	A_{52}	17.070	A_{53}	15.440	A_{54}	1.220	A_{55}	410	A_{56}	1.580	A_{57}	110	Y_5	105.440
6	Sozialver-sicherung	A_{61}	5.150	A_{62}	1.450	A_{63}	36.800	A_{64}	210	A_{65}	11.680	A_{66}		A_{67}	80	Y_6	55.370
7	Ausland	A_{71}	69.490	A_{72}	100	A_{73}	1.780	A_{74}		A_{75}	3.270	A_{76}	250	A_{77}		Y_7	74.890
	Ausgaben insgesamt	A_1	1.100.350	A_2	67.960	A_3	192.180	A_4	32.730	A_5	104.380	A_6	52.120	A_7	74.820	A_{ij}	1.624.540

Am stärksten ausgeprägt ist die Verflechtung mit den anderen Sektoren bei den "Unternehmen", den "Gebietskörperschaften" und bei der "Sozialversicherung", weil diese drei Sektoren jeweils an alle anderen Sektoren Ausgaben tätigen und auch von allen anderen Sektoren Einnahmen empfangen.

Dritter Abschnitt: Die Schätzung der Ausgabenfunktionen des Modells I

1. Die angewandte Schätzmethode

Wie im vierten Abschnitt dieses Kapitels noch gezeigt werden wird, bilden die Gleichungen, aus denen das Modell I besteht, ein völlig rekursives System. Das bedeutet, daß zwischen den Variablen keine interdependenten Beziehungen existieren. Damit ist das Identifikationsproblem, das bei der Schätzung von interdependenten Modellen auftritt, von vornherein ausgeschaltet.[1] Das adäquate Schätzverfahren zur Bestimmung der Parameter der einzelnen Ausgabenfunktionen ist in diesem Fall die bekannte einstufige Kleinst-Quadrate-Methode, die dann auch dementsprechend angewandt wurde.

2. Die statistischen Prüfmaße

Zur Beurteilung der Schätzergebnisse jeder Ausgabenfunktion wurden als statistische Prüfmaße das Bestimmtheitsmaß, die t-Testwerte der Regressionskoeffizienten, der Durbin-Watson-Koeffizient und der mittlere absolute Fehler der Regression herangezogen.

a) Das Bestimmtheitsmaß (R^2)

Im Gegensatz zum früher häufiger angegebenen Korrelationskoeffizienten R erlaubt das Bestimmtheitsmaß R^2 eine anschauliche Interpretation. Als Prozentrelation aufgefaßt

1 Vgl. dazu H. Schneeweiß: Ökonometrie, Würzburg und Wien 1972, S. 26o ff., insbesondere S. 273.

gibt es an, wieviel Prozent der Varianz der zu erklärenden Variablen durch die Regressionsgleichung erklärt werden.

Aus der Definition[1]

$$(II.3.1) \quad R^2 = \frac{S^2(\hat{Y}_t)}{S^2(Y_t)}$$

folgt, daß R^2 mit wachsendem Zusammenhang zwischen der erklärenden Variablen und der zu erklärenden Größe sich immer mehr dem Wert 1 annähert. Aus Werten von R^2 nahe bei diesem Wert kann also im allgemeinen auf einen sehr engen derartigen Zusammenhang geschlossen werden.

Sind die Variablen mit einem Trend behaftet - wie dies bei den vorliegenden Daten fast immer der Fall ist - so ist eine vergleichende Beurteilung verschiedener Schätzergebnisse nur mit Hilfe des Bestimmtheitsmaßes jedoch wenig sinnvoll, wenn diese Ergebnisse zwar auf derselben Hypothese, nicht aber auf der gleichen Anzahl von Beobachtungen beruhen. Das Bestimmtheitsmaß R^2 erreicht dann nämlich automatisch immer höhere Werte, "je mehr Beobachtungswerte anfallen, ohne daß sich an der Streuung der Beobachtungspunkte um die Regressionsgerade etwas geändert hat."[2]

Diese Eigenschaft des Bestimmtheitsmaßes gewinnt insbesondere bei der Bestimmung der Referenzperiode an praktischer Bedeutung.[3]

---

1 $S^2(\hat{Y}_t)$ bezeichnet dabei die durch die Regressionsgleichung erklärte Varianz der abhängigen Variablen, $S^2(Y_t)$ deren Gesamtvarianz. Vgl. H. Schneeweiß: Ökonometrie, a.a.O., S. 47 ff.

2 Zum Beweis dieser Behauptung siehe H. Schneeweiß, a.a.O., S. 49.

3 Vgl. dazu S. 43.

b) Die t-Testwerte der Regressionskoeffizienten (t)

Vergleicht man die errechneten t-Testwerte der Regressionskoeffizienten mit dem zu einer bestimmten, vorgegebenen Sicherheitswahrscheinlichkeit (z.B. 95 %) gehörenden t-Tabellenwert, so läßt sich mit entsprechender (hier 5 %igen) Irrtumswahrscheinlichkeit sagen, ob die betreffende Variable einen Einfluß auf die zu erklärende Variable hat oder nicht. Der Einfluß gilt - mit der gewählten Irrtumswahrscheinlichkeit - als statistisch gesichert, wenn der errechnete t-Testwert größer ist als der entsprechende t-Tabellenwert.

c) Der Durbin-Watson-Koeffizient (DW)

Die Errechnung des DW-Koeffizienten dient der Beantwortung der Frage, ob die Residuen einer Regression autokorreliert sind oder nicht, d.h. ob zwischen zeitlich aufeinanderfolgenden Residuen eine autoregressive Beziehung besteht.[1]

Man prüft dabei, ob die Prüfgröße[2]

$$(II.3.2) \qquad DW = \frac{\sum_{t=2}^{n} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} \hat{u}_t^2}$$

die, einem bestimmten Signifikanzniveau entsprechenden, unteren und oberen Werte einer Durbin-Watson-Verteilung unter- oder überschreitet. Je nach Fragestellung - einseitig oder zweiseitig - ergeben sich bestimmte Bereiche, innerhalb derer die Nullhypothese, es bestehe keine Autokorrelation, als widerlegt oder nicht widerlegt angesehen wird.

---

1 Der Test ist daher besonders bei Zeitreihenuntersuchungen von Bedeutung.

2 Vgl. H. Schneeweiß; Ökonometrie, a.a.O., S. 187.

Gilt

$$0 \leq DW < d_L ,$$

so wird die Alternativhypothese, es bestehe positive Autokorrelation, als nicht widerlegt betrachtet. Gilt

$$DW > d_u$$

so wird die Nullhypothese angenommen. Bei

$$d_L \leq DW \leq d_u$$

ist keine Entscheidung möglich. Auf negative Autokorrelation wird geschlossen, wenn gilt:

$$4-d_L < DW \quad ^{1}$$

Für die im folgenden interessierende zweiseitige Fragestellung ergeben sich folgende Annahme- und Ablehnungsbereiche der Nullhypothese

(II.3.3a) $DW < d_L$ oder $DW > 4-d_L$ } Ablehnung der Nullhypothese

(II.3.3b) $d_u < DW < 4-d_u$ } Annahme der Nullhypothese

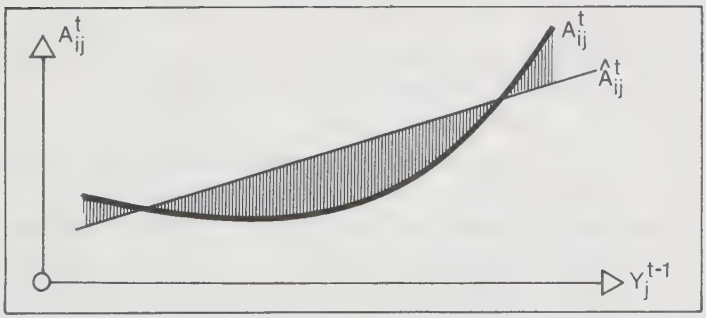
(II.3.3c) $d_L \leq DW \leq d_u$ oder $4-d_u \leq DW \leq 4-d_L$ } keine Entscheidung möglich

1 Die nochmalige Verwendung von d_L ist durch die Symmetrie der Durbin-Watson-Verteilung möglich.

Bei der Verwendung von stark trendbehafteten exogenen Variablen - wie bei den hier verwendeten Daten - wird in der Literatur geraten, auch bei DW-Werten im Unbestimmtheitsbereich die Hypothese der Unabhängigkeit der Residuen zu verwerfen.[1] Entsprechend dieser Empfehlung ist auch in dieser Arbeit verfahren worden.

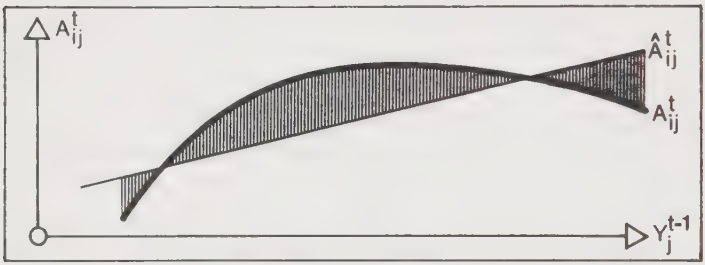
Erweist sich, daß bei einer Schätzung die Residuen positiv miteinander korreliert sind, so kann dies auf einer Fehlspezifikation der Funktionsform der Regressionsgleichung beruhen. Steigen z.B. die Ausgaben A_{ij}^{t} eines Sektors j an einen anderen Sektor i mit wachsendem Einkommen des Sektors j aus der Vorperiode Y_j^{t-1} nicht wie in der Regressionsgleichung angenommen linear an, sondern folgen einem progressiven oder degressiven Verlauf, so ergibt sich die in den beiden folgenden Schaubildern angedeutete Verteilung der Residuen:

Schaubild II.3.1
Die Verteilung der Residuen bei Fehlspezifikation der Regressionsfunktion: 1. Fall



1 Vgl. H. Gollnick: Einführung in die Ökonometrie, Stuttgart 1968, S. 68.

Schaubild II.3.2
Die Verteilung der Residuen bei Fehlspezifikation der Regressionsfunktion: 2. Fall



In beiden Fällen zeigen die Residuen[1] $(\hat{A}_{ij}^t - A_{ij}^t)$ wenig Neigung, ihre Vorzeichen zu wechseln und der Durbin-Watson-Test wird mit großer Wahrscheinlichkeit eine positive Autokorrelation der Restschwankungen anzeigen. Insofern kann der Durbin-Watson-Test als ein Test auf Linearität der zu schätzenden Funktion aufgefaßt werden.[2] Diesem Test kommt daher eine relativ große Bedeutung bei der Beantwortung der Frage zu, ob und für welche Zeiträume die jeweiligen Ausgabekoeffizienten a_{ij} der einzelnen Sektoren als annähernd konstant anzusehen sind.[3]

d) Der mittlere absolute Fehler der Regressionsfunktion (MAF)

Da weder das Bestimmtheitsmaß R^2 noch die t-Testwerte einen anschaulichen Eindruck davon vermitteln, wie genau die Schätzgleichung die beobachteten Werte der zu erklärenden Variablen zu reproduzieren vermag, wird zusätzlich noch der sogenannte "mittlere absolute Fehler" der Regressionsfunktion (MAF) ange-

---

1 In den Schaubildern sind die Residuen durch die Schraffur gekennzeichnet.

2 Vgl. dazu und zu den vorhergehenden beiden Schaubildern H. Schneeweiß, Ökonometrie, a.a.O., S. 189.

3 Vgl. dazu die Ausführungen über die Wahl der Referenzperiode, S. 39 ff, insbesondere S. 42.

geben. Dieser wird berechnet, indem die jährlich sich ergebenden prozentualen Abweichungen der Schätzung vom beobachteten Wert ohne Berücksichtigung des Vorzeichens über den ganzen Schätzzeitraum aufsummiert und durch die Anzahl der Beobachtungen dividiert werden. Die Formel lautet also:

$$\text{(II.3.4)} \qquad MAF = \frac{\sum_{t=1}^{n} \left| \frac{\hat{Y}_t - Y_t}{Y_t} \cdot 100 \right|}{n}$$

3. Die Wahl der Referenzperiode

Für die Schätzung der Funktionen des Modells standen Daten über den Zeitraum von 1950 bis 1970 zur Verfügung.[1] Da es im Prinzip bei allen ökonometrischen Arbeiten wegen der besseren statistischen Absicherung der Ergebnisse wünschenswert ist, möglichst viele Beobachtungen für die Schätzung heranzuziehen, hätte eine Verwendung aller Daten ab 1950 eigentlich nahegelegen.

Gegen dieses Vorgehen konnten jedoch folgende Bedenken geltend gemacht werden. Die zunächst zu testende Hypothese für das einfache Mehr-Sektoren-Modell (Modell I) unterstellt, daß die Ausgaben eines Sektors j an den Sektor i in der Periode t linear von den Gesamteinnahmen dieses Sektors in der Vorperiode $t-1$ abhängen. Die für alle 37 Transaktionen geltende Beziehung lautet demnach:

$$\text{(II.3.5)} \qquad A_{ij}^{t} = a_{ij} Y_{j}^{t-1} + C_{ij}$$

1 Vgl. dazu den zweiten Abschnitt dieses Kapitels, S. 26 ff.

Die a_{ij} stellen dabei die zu schätzenden Ausgabekoeffizienten dar. Nun ist zu vermuten, daß völlig unveränderliche Ausgabekoeffizienten über einen so langen Zeitraum von 2o Jahren nur relativ selten zu beobachten sein werden. Dies gilt umso mehr, als in diesem Zeitraum stark voneinander abweichende Grundbedingungen für die westdeutsche Wirtschaft geherrscht haben. So waren etwa die ersten Jahre nach 195o noch besonders geprägt durch die vorangegangenen Kriegsereignisse mit allen ihren ökonomischen und politischen Folgen. Erst ab 196o kann die Konsolidierungsphase als weitgehend beendet betrachtet werden.[1]

Die endgültige Wahl der Referenzperiode erfolgte, da die theoretischen Überlegungen zu keinem eindeutigen Ergebnis führten, anhand eines Vergleichs der Schätzergebnisse für drei unterschiedliche Zeitperioden. Einmal wurden dabei alle Daten ab 195o verwendet und die Ausgabefunktionen von 195o bis 197o berechnet, zum anderen wurde nur die letzte Dekade von 196o - 197o als Referenzperiode gewählt. Als dritte Möglichkeit wurde dann noch eine Schätzung für den 15-jährigen Zeitraum von 1956 bis 197o vorgenommen.

Die Ergebnisse dieser drei Vergleichsschätzungen sind in der folgenden Tabelle zusammengestellt.

Zu Vergleichszwecken wurden dabei die Transaktionen je nach ihrer Bedeutung für die Struktur des monetären Einkommenskreislaufs der BRD in vier Kategorien zusammengefaßt.[2] Dabei enthält die

---

1 In diesem Jahr wurde zum ersten Mal nach dem Kriege die Vollbeschäftigung (mit einer Arbeitslosenquote von nur 1,3 %) annähernd erreicht. Quelle: Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung: Vollbeschäftigung für Morgen, Jahresgutachten 1974/75, Stuttgart und Mainz 1974, Tabelle 14, S. 222.

2 Zur Bildung und Abgrenzung dieser Kategorien vgl. S. 45ff.

1. Kategorie: alle für den Kreislauf "sehr bedeutenden" Transaktionen

2. Kategorie: alle "bedeutenden" Transaktionen

3. Kategorie: alle "weniger bedeutenden" Transaktionen

4. Kategorie: alle Transaktionen, die für die Struktur des Einkommenskreislaufs der BRD völlig "unbedeutend" sind

Eine Auswertung dieser Übersicht II.3.1 liefert bei allen vier unterschiedenen Transaktionen (Variablen) im Prinzip die gleichen Ergebnisse:

Tabelle II.3.1

Durchschnittswerte ausgewählter statistischer Prüfmaße von drei Schätzungen mit verschiedener Referenzperiode nach Variablenkategorien

Variablen der...	Statistisches Prüfmaß	Werte für die Schätzung mit der Referenzperiode 1950-70	1956-70	1960-70
1. Kategorie (13 Transaktionen)	Mittelwert von R^2	0,987	0,982	0,970
	Mittelwert des MAF	5,1 %	4,0 %	3,1 %
	DW-Test bestanden (in v.H.)	39	54	92
2. Kategorie (7 Transaktionen)	Mittelwert von R^2	0,963	0,955	0,935
	Mittelwert des MAF	9,2 %	6,2 %	4,6 %
	DW-Test bestanden (in v.H.)	14	41	71
3. Kategorie[1] (10 Transaktionen)	Mittelwert von R^2	0,927	0,888	0,822
	Mittelwert des MAF	24,8 %	15,1 %	6,9 %
	DW-Test bestanden (in v.H.)[2]	0	22	89
4. Kategorie (7 Transaktionen)	Mittelwert von R^2	0,851	0,772	0,704
	Mittelwert des MAF	43,0 %	20,5 %	10,1 %
	DW-Test bestanden (in v.H.)[2]	14	43	71

1 Ohne "Laufende Übertragungen des Auslands an die Gebietskörperschaften" (A_{57}). Die Schätzergebnisse für diese Transaktion wurden nicht berücksichtigt, weil die Beobachtungen aufgrund der Steigerung um das 30-fache der sonst üblichen Werte durch die Marshallplan-Hilfe im Jahre 1953 und aufgrund einer Vervierfachung der Werte ab 1968 keine sinnvollen Resultate bei der Schätzung zuließen. Solche außergewöhnlichen Bewegungen waren bei keiner anderen Transaktion zu beobachten.

2 Siehe Anmerkung 2, S.

1. Mit kürzer werdender Referenzperiode steigt der Anteil derjenigen Funktionen kontinuierlich an, bei denen der Durbin-Watson-Test keine statistisch signifikante Autokorrelation der Residuen anzeigte. Da es sich in allen Fällen mit festgestellter Autokorrelation um positive Autokorrelation handelte, kann man den Durbin-Watson-Test hier eindeutig als Test auf Linearität und damit auf Konstanz der geschätzten Ausgabekoeffizienten der Sektoren ansehen.[1,2]

   Das bedeutet, daß man im Gegensatz zur langfristigen Entwicklung (195o-7o) auf kürzere Sicht gesehen (196o-7o) sehr wohl von einer relativen Konstanz der Mehrzahl der zu schätzenden Ausgabeparameter ausgehen kann. Bei den für die Struktur des Einkommenskreislaufs wesentlichen Transaktionen der Kategorien 1 und 2 stieg z.B. die Anzahl, für die keine Autokorrelation der Restschwankungen nachgewiesen und daher Linearität der entsprechenden Funktion unterstellt werden kann, von 6 bei der Referenzperiode 195o - 7o auf 17 von insgesamt 2o Transaktionen an, wenn der Beobachtungszeitraum auf die Periode von 196o - 7o verkürzt wurde.

2. In Verbindung mit der weitgehenden Ausschaltung der Autokorrelation steht sicher auch die Tatsache, daß bei Verkürzung der Referenzperiode das arithmetische Mittel der innerhalb der einzelnen Kategorien aufgetretenen mittleren absoluten Fehler der Funktionen (MAF) merklich gesunken ist. So betrug der durchschnittliche mittlere absolute Fehler

---

1 Zur Verwendung des Durbin-Watson-Koeffizienten als Testgröße auf Linearität der zu schätzenden Funktion vgl. S. 37 f.

2 Für den Vergleich mit den errechneten DW-Koeffizienten wurden die der jeweiligen Anzahl der Beobachtungen entsprechenden oberen DW-Tabellenwerte bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 % herangezogen. Zu den Tabellenwerten vgl. H. Gollnick, Einführung in die Ökonometrie, a.a.O., S. 314. Der in der Tabelle nicht angegebene Wert für n = 1o Beobachtungen wurde aus den übringen in der Tabelle enthaltenen Werte durch Extrapolation ermittelt.

bei den Schätzungen mit der Referenzperiode 196o-7o innerhalb der ersten Kategorie nur 3,1 % gegenüber 5,1 % bei der Verwendung aller Daten ab 195o. Bei den anderen Kategorien war die Verbesserung der Anpassung der Schätzwerte an die beobachteten Werte noch wesentlich ausgeprägter.

3. Dem weitgehenden Abbau der Autokorrelation der Residuen und der erheblichen Verbesserung der Anpassungsgüte der Funktionen bei einer Reduzierung des Stützzeitraums der Schätzungen steht als negative Folge das ebenfalls bei allen Variablenkategorien gleichmäßig zu beobachtende Absinken des Bestimmtheitsmaßes R^2 gegenüber. Dieses ist jedoch bei den ersten beiden Kategorien weniger stark ausgeprägt als bei den weniger bedeutenden (3. Kategorie) und unbedeutenden Variablen (4. Kategorie). So nimmt das arithmetische Mittel für den R^2-Wert innerhalb der ersten Kategorie nur von o,987 (2o-jähriger Stützzeitraum) auf o,97o bei der Referenzperiode 196o-7o ab. Wie bereits bei der Beschreibung der statistischen Prüfgrößen ausgeführt, muß dieser Rückgang jedoch nicht unbedingt auf eine statistisch signifikante Minderung des Zusammenhangs von erklärender und zu erklärender Variable schließen lassen. Vielmehr kann dieses Ergebnis als Folge der Eigenschaften des Bestimmtheitsmaßes angesehen werden, die durch eine Vermehrung der Beobachtungen bei gleichbleibender Streuung die Werte für R^2 automatisch ansteigen lassen, wenn die Variablen mit einem Trend behaftet sind, wie es für die Variablen zumindest der ersten beiden Kategorien ausnahmslos der Fall ist.

4. Als letztes, wenn auch nicht in die vorstehende Tabelle aufgenommenes Ergebnis des Vergleichs der drei Schätzungen kann festgestellt werden, daß die Absicherung der Regressionskoeffizienten gegen Null mit Hilfe des t-Tests bei den ersten drei Kategorien in allen Fällen statistisch signifikant war. Lediglich innerhalb der unbedeutenden Transaktionen (4. Kategorie) waren im Gegensatz zur längsten Referenzperiode

bei dem kurzen Stützzeitraum bei zwei von insgesamt sieben Funktionen die Einflüsse des Einkommens der Vorperiode auf die betreffenden Ausgaben der gleichen Periode nicht statistisch signifikant nachweisbar.

Faßt man die vier Ergebnisse des Vergleichs wertend zusammen, dann spricht wohl alles dafür, als Referenzperiode den Zeitraum von 1960 - 1970 anzusetzen. Dabei ergeben sich die geringsten Anpassungsfehler, und bei den meisten Funktionen ist die im theoretischen Ansatz postulierte Linearität der Beziehung zwischen exogenen und endogenen Variablen zumindest nicht statistisch widerlegt. Von beiden Faktoren kann vermutet werden, daß sie sich günstig nicht nur auf die Ergebnisse der ex-post-Prognose des Modells auswirken werden, sondern vor allem auch - und das ist noch wesentlicher - auf eine Prognose über den Stützzeitraum hinaus. Da diesen Vorteilen vom statistischen Standpunkt aus gesehen keine erheblichen Nachteile entgegenstanden, wurde als Referenzperiode der Schätzfunktionen die Zeit von 1960 bis 1970 gewählt.

4. Die Schätzergebnisse der Ausgabenfunktionen

Die Schätzergebnisse für die 37 Ausgabenfunktionen sind in den Tabellen A8 bis A44 sektorweise dargestellt.[1] Neben den Parameterwerten werden als statistische Prüfmaße das Bestimmtheitsmaß (R^2), der Durbin-Watson-Koeffizient (DW), der t-Testwert des Regressionskoeffizienten (t) und der mittlere absolute Fehler der Funktion (MAF) angegeben. Da in allen Fällen sowohl die Zahl der Beobachtungen (10) als auch die Anzahl der zu berücksichtigenden Freiheitsgrade (8) gleichblieb, konnten die errechneten t-Testwerte und DW-Koeffizienten immer mit den gleichen betreffenden Tabellenwerten verglichen werden. Als t-Tabellenwert ergab sich für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %

---

1 Siehe Anhang, S. 206-244.

dabei der Wert t = 2,3o6o, der obere DW-Tabellenwert bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % wurde mit 1,3o angenommen.[1] Der besseren Übersicht halber sind diejenigen errechneten DW-Werte in Klammern gesetzt, die ein Vorhandensein von Autokorrelation mit der gewählten Irrtumswahrscheinlichkeit nicht ausschließen. Weiterhin wurden auch die t-Werte derjenigen Regressionskoeffizienten mit Klammern versehen, die nicht gegen Null gesichert sind, ebenso wie die Werte für R^2, die den F-Test nicht bestanden.[2]

Über die Angabe der geschätzten Parameter und der statistischen Prüfgrößen hinaus wird für jede Funktion noch eine Tabelle der jährlich beobachteten und der errechneten Werte der zu erklärenden Variablen sowie der absoluten und prozentualen Abweichungen angegeben, anhand derer sich ein anschauliches Bild von der Anpassung der Funktion gewinnen läßt.

5. Die Beurteilung der Schätzergebnisse

a) Exkurs: Die Klassifizierung der Transaktionen

Wegen der Vielzahl der geschätzten Ausgabenfunktionen war es nicht möglich, jedes einzelne Schätzergebnis zu kommentieren und daraus eine Beurteilung aller Ergebnisse abzuleiten. Auf der anderen Seite wäre eine Durchschnittsbildung für die wesentlichen statistischen Prüfmaße über alle 37 Ausgabefunktionen ebensowenig sinnvoll gewesen, weil die absolute Größenordnung und die relative Bedeutung der Transaktionen für die einzelnen Sektoren allzu große Unter-

---

1 Zum t-Tabellenwert vgl. H. Gollnick, Einführung in die Ökonometrie, a.a.O., S. 31o. Der in der entsprechenden Tabelle nicht mehr enthaltene DW-Koeffizient wurde durch Extrapolation aus den übrigen Tabellenwerten ermittelt. Zur Begründung, weshalb der obere Tabellenwert als Maßstab für das Vorhandensein von Autokorrelation angesehen wurde, vgl. S. 37 dieser Arbeit. Eine Tabelle der DW-Vergleichswerte findet sich bei H. Gollnick, a.a.O., S. 314.

2 Zu diesem Test vgl. die Ausführungen auf S. 52.

schiede aufweisen. Es galt daher, die Transaktionen nach ihrer quantitativen Bedeutung für die Struktur des monetären Einkommenskreislaufs in einige wenige Kategorien einzuteilen und bei den durchzuführenden Vergleichen und Beurteilungen auf die Durchschnittswerte innerhalb dieser Kategorien abzustellen.

Diese Kategorisierung geschah nach folgenden Gesichtspunkten:

Eine Einteilung nach der absoluten Größe der Transaktionen hätte zur Folge gehabt, daß viele Transaktionen von oder zu relativ kleinen Sektoren (z.B. Rentnerhaushalten) wegen ihres geringen Betrages als unbedeutend eingestuft worden wären, obwohl sie für die Einnahmeseite oder das Ausgabeverhalten dieser Sektoren bestimmend sind. Eine Klassifizierung nur nach der Höhe des Betrages der Transaktionen kam also nicht in Betracht. Stattdessen wurde auf die Bedeutung der jeweiligen Transaktion für die Einnahmen des empfangenden Sektors und/oder für die Ausgabenstruktur des leistenden Sektors abgestellt und eine entsprechende Einteilung in die vier Kategorien

1. Sehr bedeutend
2. Bedeutend
3. Weniger bedeutend
4. Unbedeutend

vorgenommen.

In die 1. Kategorie wurden alle Transaktionen eingestuft, die im Jahre 197o[1] mehr als 3o % der Einnahmen eines Sektors oder mehr als 3o % der Ausgaben eines Sektors ausgemacht hatten. Insgesamt waren dies 13 Transaktionen.

---

1 Aufgrund von durchgeführten Vergleichsrechnungen kann davon ausgegangen werden, daß die für das Jahr 197o festgestellte Einteilung der Transaktionen in die vier unterschiedenen Kategorien im wesentlichen auch in den davorliegenden Jahren zutreffend war.

Als "Bedeutend" und damit in die zweite Kategorie wurden alle Transaktionen eingestuft, die im Jahre 197o mit mindestens 5 %, jedoch mit nicht mehr als 3o % an den Einnahmen oder Ausgaben irgendeines Sektors beteiligt waren, soweit sie nicht schon in der 1. Kategorie erfaßt waren. Dabei handelt es sich um 7 Transaktionen.

Transaktionen, die im betreffenden Jahr zu mehr als 1 %, jedoch weniger als 5 % an den Gesamteinnahmen oder Ausgaben eines Sektors beteiligt waren, - soweit sie nicht schon eine der beiden vorhergehenden Einteilungsmerkmale erfüllt hatten - wurden als "Weniger bedeutend" in die 3. Kategorie eingereiht. Dies geschah mit 1o Transaktionen.

Die verbliebenen 7 Transaktionen wurden als "Unbedeutend" in die 4. Kategorie eingestuft.

Die folgende Übersicht enthält alle so klassifizierten Transaktionen der Kreislaufmatrix mit dem entsprechenden Hinweis, um welche Art von Transaktion es sich unter ökonomischen Gesichtspunkten im wesentlichen handelt.

1. Kategorie "Sehr bedeutend"

Transaktion	Ökonomische Bezeichnung
A_{11}	Ausgaben der Unternehmen für Vorleistungen und Bruttoinvestitionen
A_{12}	Konsumausgaben der Selbständigenhaushalte
A_{13}	Konsumausgaben der Arbeitnehmerhaushalte
A_{14}	Konsumausgaben der Rentnerhaushalte
A_{15}	Ausgaben der Gebietskörperschaften an die Unternehmen für Vorleistungen und Bruttoinvestitionen
A_{17}	Exporteinnahmen der Unternehmen
A_{21}	Selbständigeneinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen von Unternehmen

Noch 1. Kategorie "Sehr bedeutend"

Transaktion	Ökonomische Bezeichnung
A_{31}	Lohneinkommen der Arbeitnehmerhaushalte von Unternehmen
A_{35}	Sozialleistungen und Löhne der Gebietskörperschaften an Arbeitnehmerhaushalte
A_{46}	Renten und Beamtenpensionen
A_{51}	Indirekte Steuern und direkte Steuern der Unternehmen
A_{63}	Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitnehmerhaushalte
A_{71}	Ausgaben der Unternehmen für Importe

2. Kategorie "Bedeutend"

Transaktion	Ökonomische Bezeichnung
A_{16}	Ausgaben der Sozialversicherung vor Vorleistungen und Bruttoinvestitionen von Unternehmen
A_{36}	Sozialleistungen und Löhne der Sozialversicherung an Arbeitnehmerhaushalte
A_{45}	Sozialleistungen der Gebietskörperschaften an Rentnerhaushalte
A_{52}	Direkte Steuern der Selbständigenhaushalte
A_{53}	Direkte Steuern der Arbeitnehmerhaushalte
A_{61}	Beiträge zur gesetzlichen Unfallversicherung und geleistete Einkommen aus Vermögen an die Sozialversicherung
A_{65}	Zuschüsse der Gebietskörperschaften zur Sozialversicherung

3. Kategorie "Weniger bedeutend"

Transaktion	Ökonomische Bezeichnung
A_{25}	Vermögensübertragungen der Gebietskörperschaften an Selbständigenhaushalte
A_{32}	Lohneinkommen der Arbeitnehmerhaushalte von Selbständigenhaushalten
A_{37}	Lohneinkommen der Arbeitnehmerhaushalte vom Ausland
A_{41}	Vermögenseinkommen der Rentnerhaushalte
A_{54}	Direkte Steuern der Rentnerhaushalte
A_{56}	Ausgaben der Sozialversicherung für Vorleistungen von den Gebietskörperschaften
A_{57}	Laufende Übertragung des Auslands an die Gebietskörperschaften
A_{62}	Sozialversicherungsbeiträge der Selbständigenhaushalte
A_{73}	Laufende Übertragungen der Arbeitnehmerhaushalte an das Ausland (Gastarbeiterüberweisungen)
A_{75}	Laufende Übertragungen der Gebietskörperschaften an das Ausland

4. Kategorie "Unbedeutend"

Transaktion	Ökonomische Bezeichnung
A_{26}	Sozialleistungen der Sozialversicherung an Selbständigenhaushalte
A_{27}	Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen der Selbständigenhaushalte vom Ausland
A_{55}	Ausgaben für selbsterstellte Anlagen der Gebietskörperschaften
A_{64}	Laufende Übertragungen der Rentnerhaushalte an die Sozialversicherung
A_{67}	Sozialversicherungsbeiträge vom Ausland
A_{72}	Vermögensübertragungen der Selbständigenhaushalte an das Ausland
A_{76}	Laufende Übertragungen der Sozialversicherung an das Ausland

Daß die Bezeichnung "Sehr bedeutend" bzw. "Bedeutend" für die in den ersten beiden Kategorien erfaßten Transaktionen gerechtfertigt ist, mag folgender Hinweis belegen. Durch die so charakterisierten zwanzig der insgesamt siebenunddreißig Transaktionen werden - bezogen auf das Jahr 197o - immerhin zwischen 92,6 % (beim Sektor Ausland) und 1oo % (bei den Unternehmen) der gesamten Einnahmen aller Sektoren erfaßt. Bei den Ausgaben lauten die entsprechenden Relationen 93,9 % (Gebietskörperschaften) und 99,9 % (wiederum bei den Unternehmen).
Den verbleibenden 17 Transaktionen kommt also in der Tat kaum noch eine nennenswerte Bedeutung für die Struktur des monetären Einkommenskreislaufs in der BRD zu.

Anhand der in den folgenden drei Tabellen dargestellten Werte für das Bestimmtheitsmaß R^2, den Durbin-Watson-Koeffizienten DW sowie den mittleren absoluten Fehler der Funktion MAF soll eine summarische Beurteilung der Schätzergebnisse vom statistischen Standpunkt aus erfolgen. Auf die t-Testwerte der Regressionskoeffizienten braucht nicht näher eingegangen zu werden, weil nur in zwei Fällen bei der zugrunde gelegten Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % der erforderliche t-Wert nicht erreicht wurde. In beiden Fällen handelt es sich zudem um Variablen der 4. Kategorie.

b) Das Bestimmtheitsmaß

Das wichtigste Ergebnis einer Analyse der Tabelle II.3.2 ist die Tatsache, daß sich bei den Schätzgleichungen der für den Einkommenskreislauf wesentlichen Variablen der ersten beiden Kategorien überwiegend gute (über o,96) und befriedigende (über o,9o) Bestimmtheitsmaße ergaben. Innerhalb dieser beiden Kategorien ist eine Häufung der guten Ergebnisse bei den "sehr bedeutenden" Variablen festzustellen. Auch bei den beiden verbleibenden Kategorien 3 und 4 zeichnet sich deutlich ab, daß die Werte für R^2 tendenziell mit der wachsenden Bedeutung der geschätzten Variablen für den Kreislauf größer

Tabelle II.3.2

Die Bestimmtheitsmaße der Schätzfunktionen nach Größenklassen und Variablenkategorien

Größenklasse des Bestimmtheitsmaßes von...bis unter ...	Anzahl der Schätzfunktionen mit entsprechendem R^2 je Größenklasse In der Kategorie				Insgesamt	
	1 "sehr bedeutend"	2 "bedeutend"	3 "weniger bedeutend"	4 "unbedeutend"	absolut	in v.H.
o,98 - 1,oo	5	1	2		8	21,6
o,96 - o,98	4	-	2		6	16,2
o,94 - o,96	3	3	-	2	8	21,6
o,92 - o,94	1	1	-	1	3	8,1
o,9o - o,92		1	2	-	3	8,1
o,8o - o,9o		1	-	1	2	5,5
o,7o - o,8o			2	1	3	8,1
o,5o - o,7o			1+	-	1	2,7
bis unter o,5o			1+	2+	3	8,1
Insgesamt	13	7	1o	7	37	1oo,o

+ Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 % statistisch nicht gegen Null gesicherte Werte.

werden. Daraus kann man den Schluß ziehen, daß die Hypothese der Abhängigkeit der Ausgaben eines Sektors von seinen Einnahmen der Vorperiode umso eher zuzutreffen scheint, je mehr es sich bei der betreffenden Ausgabe um ein volkswirtschaftlich bedeutsames Aggregat handelt. Kreislaufmäßig weniger bedeutende Transaktionen scheinen dagegen eher von anderen Faktoren als vom Einkommen der Vorperiode beeinflußt zu werden bzw. sind zufallsabhängig. Neben der rein subjektiven Beurteilung der Werte für das Bestimmtheitsmaß anhand der Verteilung auf die angegebenen Größenklassen gibt es auch ein objektives Testverfahren, das die Beantwortung der Frage erlaubt, ob ein errechnetes Bestimmtheitsmaß R^2 mit einer vorgegebenen Irrtumswahrscheinlichkeit statistisch signifikant ist. Dies geschieht mit Hilfe des sogenannten F-Tests.[1] Mit Hilfe der Anzahl der erklärenden Variablen der Regressionsgleichung, der Anzahl der Beobachtungen und dem von diesen beiden Größen bestimmten Wert der F-Verteilung läßt sich bei vorgegebener Irrtumswahrscheinlichkeit der Wert des Bestimmtheitsmaßes $\bar{R}^2$ errechnen, bei dessen Erreichen man gerade noch davon ausgehen kann, daß R^2 statistisch signifikant von Null verschieden ist. Dieser Grenzwert betrug für unsere Rechnung $\bar{R}^2 = 0{,}585$ bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 %.[2] Lediglich bei den Transaktionen A_{25}, A_{26}, A_{55} u. A_{75} wurde dieser Wert für R^2 nicht überschritten. In der Tabelle II.3.2 sind diese Ergebnisse mit einem + gekennzeichnet. Wie man sieht, handelt es sich jedoch nur um Variablen der beiden letzten Kategorien.

---

1 Einzelheiten dazu und die entsprechende Angabe der F-Tabellenwerte siehe bei Gollnick, H.: Einführung in die Ökonometrie, a.a.O., S. 96 ff und S. 311 ff.

2 Berechnet nach der Formel

$$R^2 = \frac{m \cdot F}{m \cdot F + n - m - 1}$$

wobei m gleich der Anzahl der erklärenden Variablen in der Gleichung, n gleich der Anzahl der Beobachtungen und F der bei vorgegebener Irrtumswahrscheinlichkeit nur noch von m und n abhängige F-Tabellenwert ist. Vgl. dazu Gollnick, H.: Einführung in die Ökonometrie, a.a.O., S. 98, Anm. 1.

Tabelle II.3.3

Die Durbin-Watson-Koeffizienten der Schätzfunktionen nach Größenklassen und Variablenkategorien

Größenklassen des Durbin-Watson-Koeffizienten von... bis unter...	Anzahl der Schätzfunktionen mit entsprechendem DW-Wert je Größenklasse					
	In der Kategorie				Insgesamt	
	1 "sehr bedeutend"	2 "bedeutend"	3 "weniger bedeutend"	4 "unbedeutend"	absolut	in v.H.
1,75 - 2,oo	2	2			4	13,5
2,oo - 2.25	1				1	
1,5o - 1,75	1		1		2	8,1
2,25 - 2,5o	1				1	
1,3o - 1,5o	6	1	3	1	11	35,2
2,5o - 2,7o	1			1	2	
1,oo - 1,3o+		2	4	2	8	24,3
2,7o+ - 3,oo				1	1	
bis 1,oo *	1	2	2	2	7	18,9
über 3,oo *					o	
Insgesamt	13	7	1o	7	37	1oo,o

* Kritische Grenzen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 %.
\+ Kritische Grenzen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %.

c) Der Durbin-Watson-Koeffizient

Ähnlich wie bei den Werten für das Bestimmtheitsmaß, so zeigt sich auch bei den Durbin-Watson-Koeffizienten, daß diese Prüfgröße im Prinzip umso bessere Werte aufweist, je bedeutender die untersuchten Variablen innerhalb des Kreislaufs sind. Anders als beim Bestimmtheitsmaß gibt es jedoch hier auch bei den Variablen der ersten beiden Kategorien einige sehr schlechte Ergebnisse. Insgesamt kann bei fünf von insgesamt zwanzig Variablen der ersten beiden Kategorien nicht ausgeschlossen werden, daß die Residuen miteinander korreliert sind, wenn eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % angenommen wird. Von diesen fünf Variablen gehört allerdings nur eine einzige der Kategorie "sehr bedeutend" an. Dabei handelt es sich um die Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitnehmer. In allen Fällen liegt positive Autokorrelation der Residuen vor, was auf eine Fehlspezifikation der Funktionsform der Regressionsgleichung schließen läßt.[1]

Tabelle II.3.4
Variablen der beiden ersten Kategorien mit positiver Autokorrelation der Residuen

Transaktion	Ökonomische Bezeichnung
A_{52}	Direkte Steuern der Selbständigenhaushalte
A_{53}	Direkte Steuern der Arbeitnehmerhaushalte
A_{61}	Beiträge zur gesetzlichen Unfallversicherung und geleistete Einkommen aus Vermögen an die Sozialversicherung
A_{63}	Zuschüsse der Gebietskörperschaften zur Sozialversicherung

1 Vgl. dazu die Ausführungen auf S. 37 ff.

Bei den Variablen der Kategorien 3 und 4 kommen schlechte Werte für den DW-Koeffizienten relativ häufiger vor als bei den Variablen der ersten beiden Kategorien. Es ist jedoch anzunehmen, daß dies wegen der relativen Bedeutungslosigkeit der betreffenden Transaktionen innerhalb des gesamten Kreislaufs die Anpassung des Modells wie auch die ex-ante-Prognose mittelfristig nicht besonders beeinträchtigen wird.

d) Der mittlere absolute Fehler

Wie bereits bei den beiden anderen Prüfgrößen festzustellen war, nimmt die Qualität der Ergebnisse mit abnehmender Bedeutung der Transaktionen im Durchschnitt bei diesem statistischen Maß ebenfalls ab. Innerhalb der ersten beiden Kategorien kann man so nur eine Größe als schlecht bezeichnen. Dies betrifft wiederum die Transaktionen 53 (Direkte Steuern der Arbeitnehmer). Hier hat sich die Fehlspezifikation der Gleichungsform - im Gegensatz zu den anderen besprochen Transaktionen mit dem gleichen Mangel - also auch in einer hohen Fehlerquote niedergeschlagen und muß daher als gravierend angesehen werden, auch im Hinblick auf nur kurze Prognosezeiträume.

Die relativ häufigen hohen Fehlerquoten bei den "weniger bedeutenden" und bei den "unbedeutenden" Transaktionen fallen quantitativ überhaupt nicht ins Gewicht, wenn man sich die Größenordnung dieser Transaktionen im Verhältnis zu den Gesamteinnahmen der betroffenen Sektoren vergegenwärtigt. So bewirkt z.B. eine Überschätzung der Transaktion 54 (Direkte Steuern der Rentnerhaushalte) aus der Kategorie 3 um 1o % im Jahre 1961 nur eine absolute Abweichung von 99 Mio DM bei den Gesamteinnahmen der Gebietskörperschaften in Höhe von 91.o8o Mio DM, also gerade etwas mehr als o,1 %. Eine Überschätzung der Transaktion 53 (Direkte Steuern der Arbeitnehmer) aus der Kategorie 2 in Höhe von nur 1 % hat dagegen bereits eine Abweichung von über 119 Mio DM zur Folge.

Tabelle II.3.5

Die mittleren absoluten Fehler der Schätzfunktionen nach Größenklassen und Variablenkategorien

Größenklassen des mittleren absoluten Fehlers der Funktion in v.H. von... bis unter...	Anzahl der Schätzfunktionen mit entsprechendem MAF je Größenklasse					
	In der Kategorie				Insgesamt	
	1 "sehr bedeutend"	2 "bedeutend"	3 "weniger bedeutend"	4 "unbedeutend"	absolut	in v.H.
o,o - 2,o	2		2	-	4	1o,8
2,o - 4,o	8	4	1	-	13	35,1
4,o - 6,o	3	2	1	1	7	18,9
6,o - 8,o		-	2	-	2	5,5
8,o - 1o,o		1	1	2	4	1o,8
1o,o - 15,o			2	4	6	16,2
15,o und mehr			1		1	2,7
Insgesamt	13	7	1o	7	37	1oo,o

Betrachtet man die jährlichen Abweichungen der errechneten von den beobachteten Werten bei den Variablen der ersten Kategorie[1], dann fällt auf, daß in 9 von insgesamt 13 Fällen die tatsächlichen Werte von den errechneten Werten für das Jahr 1967 weit übertroffen werden. In sieben Fällen ist der dabei entstandene Schätzfehler sogar der jeweils größte innerhalb der Referenzperiode von 1961 bis 197o. Diese Häufung großer, positiver Schätzfehler im Jahre 1967 kann wie folgt erklärt werden.

Zunächst sei unterstellt, daß die Sektoren ihr Ausgabeverhalten in Wirklichkeit nicht wie in den hier getesteten Ausgabenfunktionen nach den Einnahmen des vorangegangenen Jahres, sondern an ihren laufenden Einnahmen ausrichten. Die "wahre" Ausgabenfunktion lautet dann, in allgemeiner Form geschrieben

$$(II.3.6) \quad A_{ij}^{t} = a^{*}_{ij} Y_{j}^{t} + C_{ij}$$

Wie bereits dargestellt wurde[2], besteht die Beziehung

$$(II.3.7) \quad a^{*}_{ij} = \frac{a_{ij}}{1+W_{Y_j}}$$

worin a^{*}_{ij} die "wahre" marginale Ausgabeneigung aus der Funktion (II.3.6) bezeichnet, während a_{ij} die partielle Ausgabeneigung der getesteten Ausgabenfunktionen mit dem time-lag bei den Einnahmen darstellt. Bei konstanten a^{*}_{ij} sind auch

---

1 Siehe dazu die Tabellen A8, A9, A1o, A12, A14, A15, A2o, A22, A24, A27, A29, A37 und A4o im Anhang.

2 Siehe dazu die Anmerkung 2 auf S. 9.

die a_{ij} immer dann konstant, wenn die Einnahmen mit einer unveränderlichen Wachstumsrate W_{Y_j} zunehmen. In den getesteten Ausgabenfunktionen wird nun auch von konstanten partiellen Ausgabeneigungen a_{ij} ausgegangen. Da sich jedoch die Einnahmen mit jährlich schwankenden Wachstumsraten entwickelt haben, ergäben sich schon allein daraus Abweichungen der beobachteten von den errechneten Werten der abhängigen Variablen, selbst wenn die tatsächlichen Einnahmen genau der als richtig unterstellten Regressionsgleichung (II.3.6) folgen würden.

Bei einigen Sektoren sind die Einnahmen vom Jahr 1966 auf das Jahr 1967 wegen des damaligen konjunkturellen Einbruchs nur noch schwach angestiegen oder sogar zurückgegangen. Die Wachstumsrate war in diesen Fällen nahe an Null oder negativ. Aus diesem Grunde erreichen die Abweichungen im Jahre 1967 dann einen so hohen Wert.

Dieser Zusammenhang soll nun an der Transaktion A_{11} demonstriert werden, die als typisch für alle anderen derartigen Fällen angesehen werden kann. In dem folgenden Korrelogramm[1] sind auf der Ordinate die Vorleistungen und Bruttoinvestitionen der Unternehmen (A_{11}) abgetragen, auf der Abszisse die Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1). Die schwarzen Kästchen bezeichnen die Wertepaare für A_{11}^t und Y_1^t, die der Regressionsgleichung (II.3.6) entsprechen, während die gerahmten Kästchen die Wertepaare gemäß der im Modell tatsächlich verwendeten Regressionsgleichung

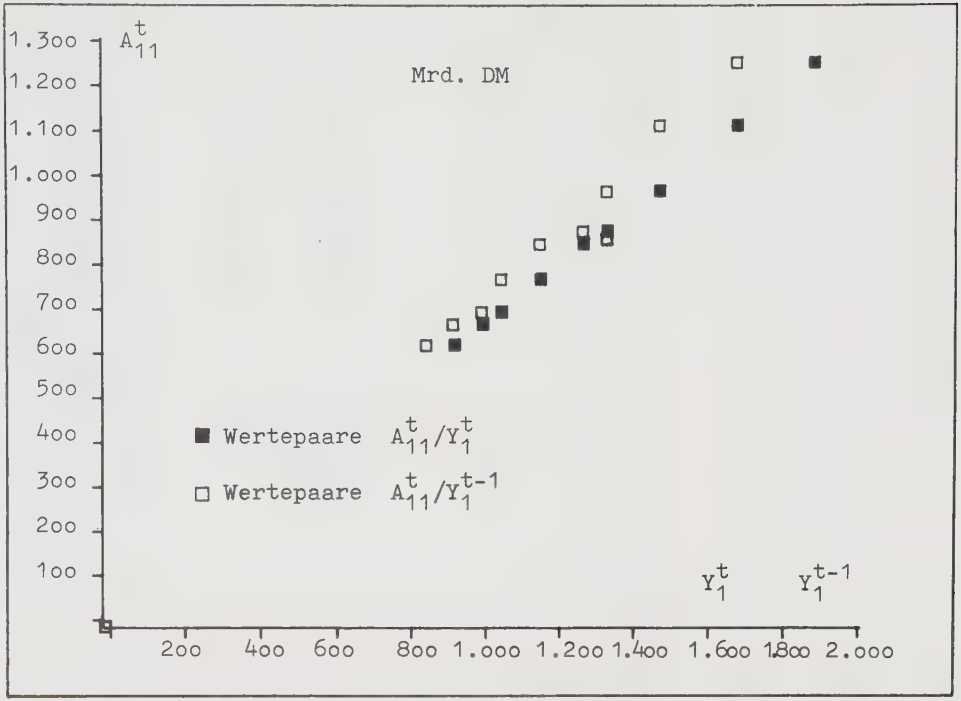
$$(II.3.8) \quad A_{11}^t = a_{11} Y_1^{t-1} + C_{11}$$

---

1 Siehe Schaubild II.3.3, S. 58.

Schaubild II.3.3

Der Zusammenhang zwischen den Ausgaben für Vorleistungen und Bruttoinvestitionen (A_{11}) und den Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1) nach unterschiedlichen Ausgabenfunktionen



wiedergeben. Wie man sieht, liegen die Wertepaare für den Regressionsansatz ohne time-lag (schwarze Kästchen) ausnahmslos fast genau auf der entsprechenden Regressionsgeraden (durchgezogene Linie). Auch während der Rezessionsphase 1966/67 bestimmt die Regressionsgleichung (II.3.6) die Ausgaben der Unternehmen für Vorprodukte und Bruttoinvestitionen annähernd genau.[1]
Das "wahre" Ausgabeverhalten des Unternehmenssektors in bezug auf die Transaktion A_{11} ist also gekennzeichnet durch eine Abhängigkeit der Ausgaben von den laufenden Gesamteinnahmen.

Zwar vermag auch die im Modell verwendete Funktion (II.3.8) - über die gesamte Referenzperiode betrachtet - den Zusammenhang zwischen den betrachteten Ausgaben und den Einnahmen der Vorperiode recht gut wiederzugeben, die jährlichen Abweichungen sind jedoch größer. Besonders der errechnete Wert für das Jahr 1967 fällt erheblich höher aus als der tatsächlich beobachtete.[2]

Wie eine Überprüfung ergab, sind die hohen Abweichungen im Jahre 1967 bei den Ausgaben derjenigen Sektoren, die vom damaligen konjunkturellen Einbruch auf ihrer Einnahmenseite besonders betroffen waren[3], genau auf den hier am Beispiel der Transaktion A_{11} dargestellten Zusammenhang zurückzuführen.

---

1 Der mittlere absolute Fehler für diese Funktion beträgt nur o,8 %, die Abweichung im Jahre 1967 ist 2,6 %.

2 Der mittlere absolute Fehler für diese Funktion beträgt 3,5 %, der Fehler im Jahre 1967 ist 11,8 %. Beide Abweichungen sind mehr als viermal so groß wie diejenigen der Funktion (II.3.6). Vgl. Anmerkung 1.

3 Siehe dazu insbesondere die Korrelogramme für die Transaktionen A_{11}, A_{21}, A_{31}, A_{51}, A_{71}, A_{12}, A_{13} und A_{63} auf den S. 64 bis S. 82 passim.

Man kann also abschließend feststellen, daß das Ausgabeverhalten der Sektoren durch die im Modell verwendeten Ausgabefunktionen zwar tendenziell richtig beschrieben wird, daß jedoch konjunkturell bedingte Ausgabenstagnationen von diesen Funktionen grundsätzlich nicht nachvollzogen werden können.

Der time-lag von einer Periode in diesen Funktionen ist also aufgrund der Periodenlänge von einem Jahr eigentlich zu lang gewählt.

Da jedoch nur Jahresdaten zur Verfügung standen und wegen des beabsichtigten dynamischen Charakters des Modells auf eine Lag-Beziehung in den Ausgabenfunktionen nicht verzichtet werden konnte, wurden die Ausgabenfunktionen trotz des beschriebenen Mangels unverändert zur Konstruktion des Modells herangezogen.

e) Die Beurteilung einzelner Funktionen unter ökonomischen Gesichtspunkten

Nach der Beurteilung der Ausgabenfunktionen unter statistischen Gesichtspunkten soll nun versucht werden, die erzielten Schätzergebnisse auf ihre ökonomische Plausibilität zu überprüfen. Naturgemäß läßt sich dies nicht wie bei der Untersuchung der statistischen Prüfmaße für bestimmte Kategorien von Funktionen gemeinsam durchführen, sondern kann nur durch die Analyse der Parameter der einzelnen Funktionen (Absolutglied und Regressionskoeffizient) geschehen. Wir werden uns bei dieser Untersuchung jedoch auf die nachfolgend beschriebenen Funktionen der ersten beiden Kategorien beschränken.

Die Konsumfunktionen der drei Haushaltssektoren

Da die Transaktionen A_{12}, A_{13} und A_{14} jeweils den allergrößten Teil der von den betroffenen Sektoren geleisteten Ausgaben für Güter und Dienstleistungen umfassen[1] und in diesen Transaktionen nur relativ geringe Beträge enthalten sind, die keine Konsumausgaben darstellen[2], ist es gerechtfertigt, die Ausgabenfunktionen für diese Transaktionen als Konsumfunktionen zu bezeichnen. Diese Funktionen haben folgende Gestalt:

$$A_{12}^t = -17.500 + 0{,}74976\ Y_2^{t-1} \qquad \text{(Selbständige)}$$

$$A_{13}^t = 26.828 + 0{,}58832\ Y_3^{t-1} \qquad \text{(Arbeitnehmer)}$$

$$A_{14}^t = 526 + 0{,}95283\ Y_4^{t-1} \qquad \text{(Rentner)}$$

---

1 Nur etwa 1 % aller Konsumausgaben entfallen auf Güter und Dienstleistungen, die von den "Gebietskörperschaften" bezogen worden sind. Vgl. dazu die Pos. 631, 641 und 651 der Tab. II.2.1 auf S. 27.

2 Siehe Tab. II.2.1, S. 27.

Bei einer vergleichenden Betrachtung dieser drei Konsumfunktionen fällt zunächst auf, daß der Regressionskoeffizient in der Konsumfunktion der Arbeitnehmer wesentlich kleiner ist als derjenige in der Funktion für die Selbständigen. Dies bedarf einer näheren Erläuterung.

Bei der Schätzung von Konsumfunktionen ist es vernünftig und daher auch üblich, das verfügbare Einkommen als eine, wenn nicht gar als einzige unabhängige Variable zu verwenden. In unserem Modell war dies wegen der durch die Modellkonstruktion a priori genau festgelegten Definition der Variablen jedoch nicht möglich.[1] Vielmehr stellen die bestimmenden Variablen Y_i (i=1,...,7) Bruttoeinnahmen dar, die im Falle der Arbeitnehmer sogar die Arbeitgeberanteile zur Sozialversicherung enthalten. Da die Beiträge der Arbeitnehmer zur Sozialversicherung (Arbeitgeber- und Arbeitnehmerbeiträge) einen erheblichen Teil der gesamten Bruttoeinnahmen beanspruchen[2], resultiert für den Konsum ein entsprechend niedriger partieller Ausgabenkoeffizient.

In der makroökonomischen Konsumtheorie wird zumeist unterstellt, daß so einfach aufgebaute Konsumfunktionen wie die hier vorgestellten ein positives Absolutglied besitzen. Begründet wird diese Annahme mit der Überlegung, daß die Wirtschaftssubjekte unter allen Umständen einen bestimmten Betrag für ihren Lebensunterhalt unbedingt benötigen.

Der positive Achsenabschnitt wird somit als Existenzminimumkonsum interpretiert, der - zumindest vorübergehend - auch bei fehlenden Einkommen aufrechterhalten und beispielsweise aus dem vorhandenen Vermögen oder aus Krediten finanziert werden kann.[3]

---

1 Siehe dazu die Ausführungen auf S. 7 ff.

2 Vgl. dazu die Bemerkungen zur entsprechenden Ausgabenfunktion auf S. 73.

3 So z.B. bei J. Lindauer: Macroeconomics, 2nd edition, New York, London, Sydney, Toronto 1971, S. 49 f.

Schaubild II.3.4

Der Zusammenhang zwischen den Konsumausgaben (A_{12}) und den Gesamteinnahmen der Selbständigen (Y_2)

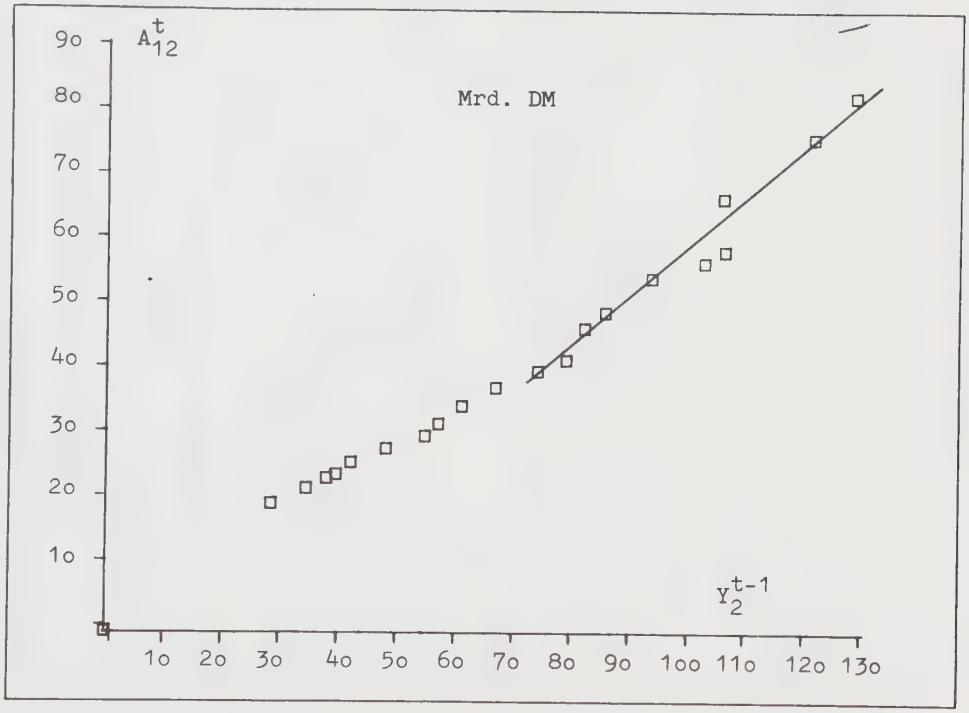


Schaubild II.3.5

Der Zusammenhang zwischen den Konsumausgaben (A_{13}) und den Gesamteinnahmen der Arbeitnehmer (Y_3)

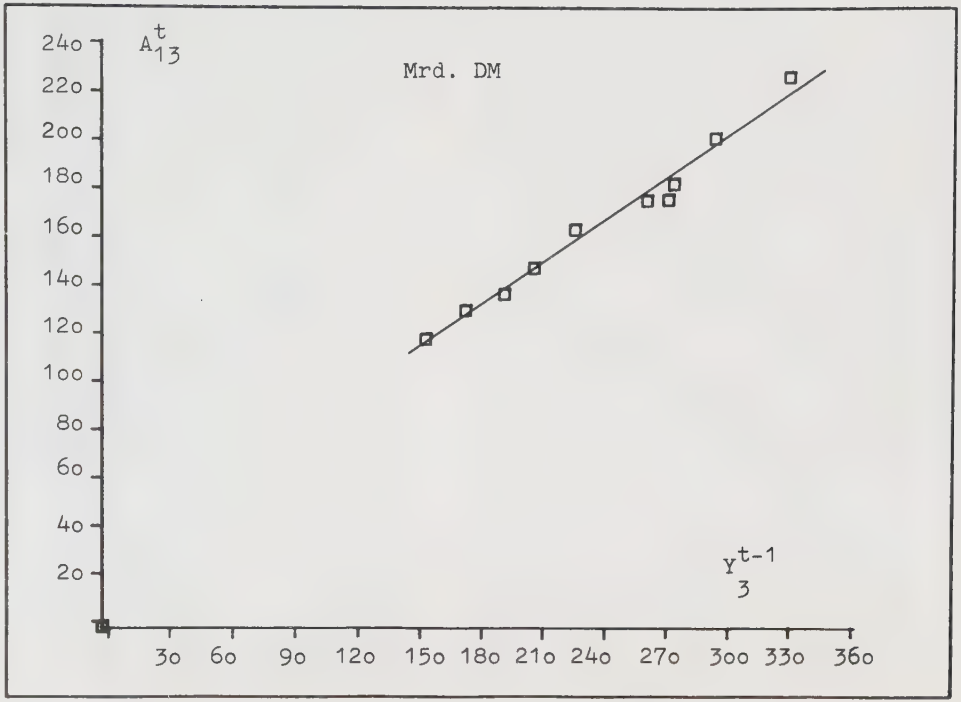
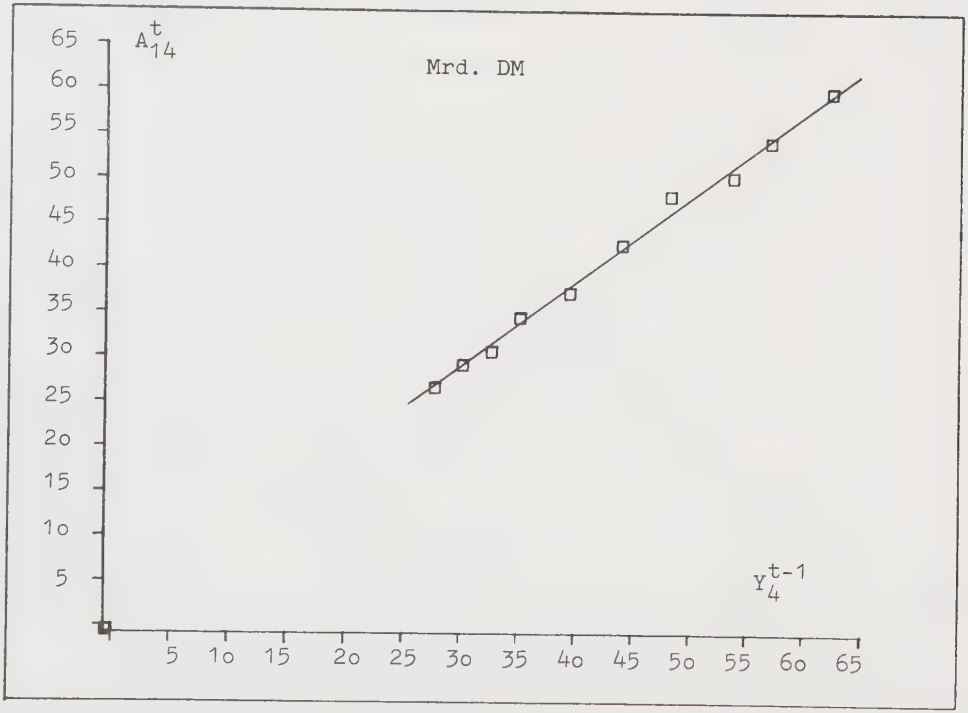


Schaubild II.3.6

Der Zusammenhang zwischen den Konsumausgaben (A_{14}) und den Gesamteinnahmen der Rentner (Y_4)



Das relativ große negative Absolutglied in der Konsumfunktion der Selbständigen genügt auf den ersten Blick dieser theoretisch abgeleiteten Forderung an eine Konsumfunktion nicht. Dazu ist jedoch folgendes zu bemerken. Wie bereits ausgeführt wurde, standen die Daten für alle Transaktionen der Jahre 195o bis 197o zur Verfügung. Die Regressionen beschränken sich jedoch auf den Zeitraum von 1961 bis 197o. Betrachtet man nun das Korrelogramm für die Transaktionen A_{12}, in das ausnahmsweise auch die Wertepaare und die entsprechende Regressionsgerade für die Jahre 1951 bis 196o eingezeichnet sind[1], so stellt man fest, daß für die erste Dekade ein deutlicher geringerer partieller Ausgabenkoeffizient, verbunden mit einem positiven Achsenabschnitt, errechnet wurde. Über den ganzen Zeitraum seit 195o gesehen lassen sich die Konsumausgaben der Selbständigen in Abhängigkeit von ihren jeweiligen Vorjahreseinnahmen also nicht gut durch eine Gerade beschreiben, weil sie eher einer exponentiell ansteigenden Kurve folgen. Es ist klar, daß bei einer Linearisierung nur des letzten, steiler ansteigenden Teiles dieser Kurve der für die gesamte Funktion geltende positive Achsenabschnitt nicht erfaßt werden konnte.

Eine Betrachtung der Korrelogramme für die Konsumausgaben der drei unterschiedenen Haushaltsgruppen auf den vorangegangenen Seiten bestätigt noch einmal optisch den schon bei der Analyse der statistischen Prüfgrößen gewonnenen Eindruck, daß sich diese Ausgaben im Referenzzeitraum 1961 - 197o recht gut durch die zugrunde gelegte Konsumfunktion einfachster Art beschreiben lassen. Berücksichtigt man die zuvor angeführten Gründe für das negative Absolutglied bei der Funktion der Selbständigen und für den geringen Ausgabenkoeffizienten der Arbeitnehmer, so läßt sich zusammenfassend sagen, daß die ökonometrische Überprüfung der Hypothese einer linearen Konsumfunktion

---

1 Siehe Schaubild II.3.4, S. 64.

mit den Gesamteinnahmen der Vorperiode als einziger unabhängiger Variablen bei allen drei Haushaltsgruppen zu ökonomisch plausiblen Parameterwerten geführt hat. Die Annahme konstanter Ausgabenkoeffizienten hat sich also bei den Konsumausgaben als durchaus zutreffend erwiesen, wenn man die Referenzperiode 195o - 7o zugrunde legt. Auf die Gründe für die relativ großen Abweichungen der geschätzten von den beobachteten Werten bei den Selbständigen und bei den Arbeitnehmern in der Konjunkturkrise 1966/67 wurde bereits an anderer Stelle eingegangen.[1]

Die Funktionen für die direkten Steuern der Selbständigen und Arbeitnehmer sowie für die Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitnehmer[2]

$A_{52}^{t} = 4.388 + o,14759\ Y_{2}^{t-1}$ (Direkte Steuern der Selbständigen)

$A_{53}^{t} = -12.994 + o,1467o\ Y_{3}^{t-1}$ (Direkte Steuern der Arbeitnehmer)

$A_{63}^{t} = - 9.o42 + o,23667\ Y_{3}^{t-1}$ (Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitnehmer)

Aufgrund des in der BRD geltenden, progressiv gestaffelten Einkommensteuertarifs wäre zu erwarten gewesen, daß sich die direkten Steuern beider Haushaltsgruppen im Referenzzeitraum überproportional zu den gestiegenen Gesamteinnahmen erhöht hätten. Diese Überlegung gilt insbesondere für die Selbständigen, weil deren Einnahmen ganz überwiegend aus Gewinnen bestehen und somit grundsätzlich der Steuerpflicht unterliegen.[3]

---

1 Vgl. dazu die Ausführungen auf S. 57 ff insbesondere S. 6o.

2 Vgl. zu den nachstehenden Ausführungen die Schaubilder II.3.7, II.3.8 und II.3.9 auf den folgenden Seiten.

3 Zur Größenordnung der einzelnen Komponenten der Gesamteinnahmen bei den Selbständigen und bei den Arbeitnehmern vgl. Tab. II.2.2, S. 32.

Schaubild II.3.7

Der Zusammenhang zwischen den gezahlten direkten Steuern (A_{52}) und den Gesamteinnahmen der Selbständigen (Y_2)

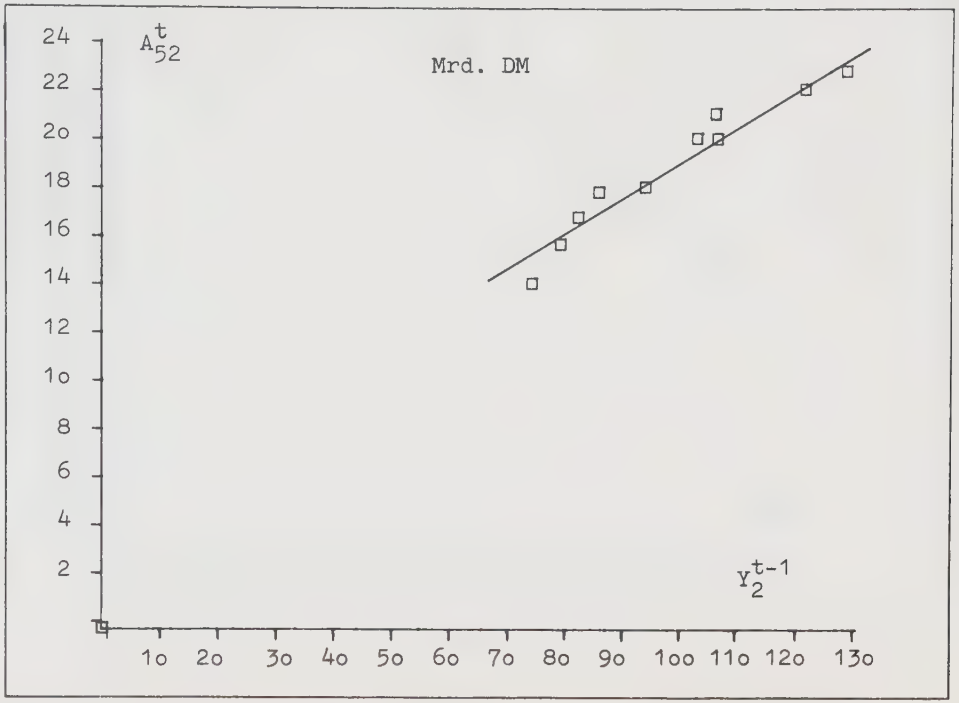


Schaubild II.3.8

Der Zusammenhang zwischen den gezahlten direkten Steuern (A_{53}) und den Gesamteinnahmen der Arbeitnehmer (Y_3)

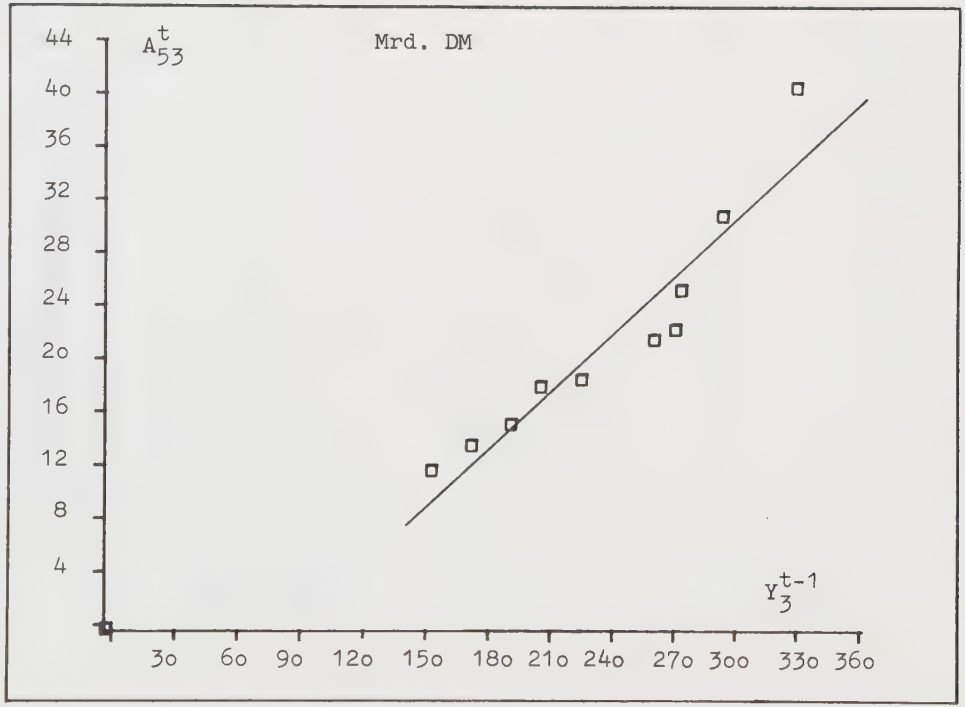
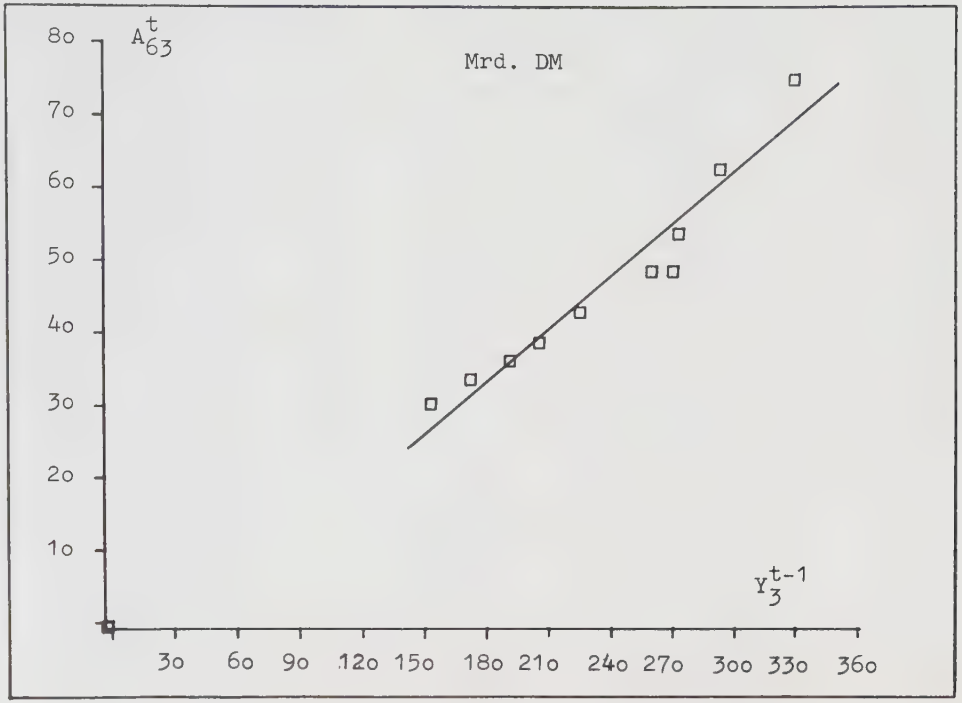


Schaubild II.3.9

Der Zusammenhang zwischen den gezahlten Sozialversicherungsbeiträgen (A_{63}) und den Gesamteinnahmen der Arbeitnehmer (Y_3)



Entgegen dieser Vermutung weist das Korrelogramm für diese Transaktion jedoch einen degressiven Kurvenverlauf auf. Dafür könnten folgende Gründe maßgebend sein.

Im Gegensatz zur Besteuerung der Arbeitnehmer nach dem Quellenabzugsverfahren erfolgt die Besteuerung der Selbständigen nach dem Prinzip der Selbstveranlagung. Dabei ergeben sich eine Reihe von legalen und auch illegalen Möglichkeiten der Steuervermeidung. Es kann vermutet werden, daß wegen der im Laufe der Referenzperiode mit den gestiegenen Einkommen wachsenden Steuerlast der Anreiz zur Ausnutzung solcher Chancen ständig größer geworden ist. Hinzu kommt, daß insbesondere Haushalten mit hohen Einkommen vielfältige Möglichkeiten offenstehen, beträchtliche Einkommensteile steuermindernd anzulegen. Davon scheinen vor allem die Selbständigenhaushalte zunehmend Gebrauch gemacht zu haben. Der degressive Anstieg der direkten Steuern der Selbständigen beruht also im wesentlichen darauf, daß es ihnen gelungen ist, den Anstieg des für die Besteuerung maßgebenden Einkommens durch die Ausnutzung aller Möglichkeiten wesentlich geringer zu halten als es dem Anstieg der für die VGR zugrundegelegten tatsächlich erzielten Gewinne entsprochen hätte.

Wie erfolgreich dieses Verhalten der Selbständigen gewesen ist, läßt sich auch an dem niedrigen Ausgabenkoeffizienten der betreffenden Funktion ersehen. Mit o,14759 ist er nur unwesentlich größer als der entsprechende Koeffizient in der Steuerfunktion der Arbeitnehmer, der o,1467o betrug. Dazu muß man noch berücksichtigen, daß die für die Regressionsrechnung verwendeten Gesamteinnahmen der Arbeitnehmer in einem erheblichen Maße Einkommensbestandteile enthalten, die von vornherein überhaupt nicht der Besteuerung unterliegen. Dabei handelt es sich um die Sozialleistungen der Gebietskörperschaften und der Sozialversicherung, die in den Transaktionen A_{35}

und A_{36} mitenthalten sind, sowie um die Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung, die in den Löhnen enthalten sind.

Daß sich trotz der annähernd gleichen marginalen Steuerbelastung beider Haushaltsgruppen im Referenzzeitraum eine höhere durchschnittliche Steuerbelastung bei den Selbständigen errechnen läßt, liegt an den relativ hohen Absolutgliedern in beiden Steuerfunktionen, die jedoch unterschiedliche Vorzeichen besitzen.

Bei denBeiträgen der Arbeitnehmer zur Sozialversicherung hätte man aufgrund des festen Beitragssatzes eigentlich eine Bestätigung der Hypothese des linearen Verlaufs der entsprechenden Ausgabenfunktion erwarten können. Da in der Referenzperiode jedoch mehrfach Erhöhungen dieses Beitragssatzes durch Gesetz beschlossen wurden[1], wirkten sich diese Maßnahmen wie eine progressive Staffelung der Beiträge aus und führten somit zum überproportionalen Anstieg der Sozialversicherungsbeiträge.[2]

Der errechnete Ausgabenkoeffizient für die Beitragszahlungen der Arbeitnehmer an die Sozialversicherung entsprach mit o,23667 recht gut der tatsächlichen durchschnittlichen Belastung der Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit mit Sozialabgaben, die im Jahre 1968 ca. 23 % betrug.[3]

---

1 Der Beitragssatz in der Rentenversicherung betrug 14 % von 1961 bis 1967 und erhöhte sich dann in den folgenden Jahren jeweils um 1 % bis auf 17 % im Jahre 197o. Vgl. dazu Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.): Bundesarbeitsblatt, Jahrgänge 1968, 1969, 197o, jeweils unter dem Stichwort "Aufteilungszahlen". Auch in der gesetzlichen Krankenversicherung wurde der Beitragssatz von 4,7 % im Jahre 1961 laufend auf insgesamt 5,3 % im Jahre 197o angehoben. Siehe dazu Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.): Sozialbudget 1968, Bonn 1969, S. 221.

2 Vgl. das entsprechende Schaubild II.3.9 auf S.71.

3 Siehe dazu Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.): Sozialbudget 1968, a.a.O., S. 8 f.

Alle drei zuvor besprochenen Ausgaben zeichnen sich durch einen nichtlinearen Kurvenverlauf, d.h. durch Ausgabenkoeffizienten aus, die sich im Referenzzeitraum systematisch geändert haben. Die Nichtbestätigung der Hypothese konstanter Ausgabenkoeffizienten in diesen Fällen wird nicht nur durch die Betrachtung der betreffenden Korrelogramme deutlich, sondern schlägt sich auch in den schlechten Werten der Durbin-Watson-Koeffizienten dieser Regressionsfunktionen nieder. Zu beachten ist bei einer abschließenden Beurteilung jedoch die Tatsache, daß wegen der nur relativ schwach ausgeprägten Krümmung der Kurvenverläufe lediglich bei den direkten Steuern der Arbeitnehmerhaushalte mit 9,3 % ein überdurchschnittlich großer mittlerer absoluter Fehler resultierte. Die Fehlerabweichungen der beiden übrigen Funktionen sind dagegen trotz der Fehlspezifikation der Funktionsform nicht höher als in den Fällen, in denen ein mittelfristig konstanter Ausgabenkoeffizient festgestellt werden konnte.

Die Funktionen für die Löhne der Arbeitnehmer und die Gewinne der Selbständigen aus den Unternehmen

$A_{21}^{t} = 6.569 + o,o79616\ Y_1^{t-1}$ (Selbständigeneinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen von Unternehmen)

$A_{31}^{t} = -27.6o3 + o,19o36\ Y_1^{t-1}$ (Lohneinkommen der Arbeitnehmer von Unternehmen)

Die Bruttoeinnahmen der Unternehmen (Y_1) stimmen im wesentlichen mit ihrem Bruttoproduktionswert überein, d.h. sie setzen sich aus der Summe der Verkaufserlöse aller Unternehmen für Waren und Dienstleistungen zusammen.[1] Um diese Erlöse erzielen zu können, müssen die Unternehmen Ausgaben tätigen insbesondere für bezogene Güter und Dienstleistungen in Form von Vorleistungen

1 Die geringfügigen Abweichungen lassen sich aus der Tab. II.2.1 auf S. 27 in Verbindung mit den Ausführungen auf S. 28 zu den notwendigen Erweiterungen der ursprünglichen Transaktionenmatrizen ersehen.

und Bruttoinvestitionen aus dem Inland, für Importgüter, für Löhne und für Abgaben an die Gebietskörperschaften. Diese Transaktionen können somit als Kosten der Unternehmungen angesehen werden. Betrachtet man die entstandenen Gewinne als "Kosten" für das in den Unternehmen eingesetzte Kapital, dann kann auch die Funktion für die Gewinne der Selbständigen als "Kostenfunktion"interpretiert werden.

Die von den Unternehmen gezahlten Löhne wie auch die dort entstandenen Gewinne stellen die Haupteinnahmequelle der Arbeitnehmerhaushalte einerseits und der Selbständigen andererseits dar.Beiden Funktionen kommt von daher ganz besondere Bedeutung zu. Stellvertretend für die übrigen soll deswegen auf diese beiden Kostenfunktionen näher eingegangen werden.

Sieht man zunächst einmal von dem in den Ausgabenfunktionen vorhandenen time-lag zwischen Einnahmen und Ausgaben ab, dann werden in den hier betrachteten Kostenfunktionen für jede zusätzliche Einheit an Verkaufserlös konstante marginale Lohnkosten und ebenso gleichbleibende marginale "Kosten" für das einzusetzende Kapital unterstellt. Wenn das Absolutglied in der Gewinnfunktion im Verhältnis zum durchschnittlich in der Referenzperiode erzielten Gewinn klein ist, entspricht diese Hypothese weitgehend der Vorstellung Preisers von einem festen prozentualen Gewinnaufschlag auf die Produktionskosten.[1] Dies hätte eine gleichbleibende Umsatzrendite im gesamten Unternehmenssektor zur Folge.[2] Stellt man entsprechende Vergleichsrechnungen mit dem gegebenen Datenmaterial an, dann zeigt sich

---

1 Vgl. dazu E. Preiser: Wachstum und Einkommensverteilung, in: Sitzungsberichte der Heidelberger Akademie der Wissenschaften, Jahrgang 1961, 5. Abhandlung, Heidelberg 1961, S. 15 ff.

2 Die Umsatzrendite ist also definiert als Gewinn eines Jahres, bezogen auf den Umsatz desselben Jahres, ausgedrückt in v.H.

in der Tat, daß die durchschnittliche Umsatzrendite der Unternehmen von 1961 bis 1970 infolge des relativ niedrigen Absolutgliedes der geschätzten Gewinnfunktion[1] nur von 8,3 % auf 7,4 % zurückgegangen ist.

Sind die jährlichen Schwankungen der Wachstumsraten der Unternehmensumsätze nicht zu groß, dann gelten die angeführten Überlegungen annähernd auch für die tatsächlich geschätzte Gewinnfunktion, in der ja wie in allen übrigen Ausgabenfunktionen ein time-lag zwischen Einnahmen und Ausgaben eingebaut ist. Ausführlichere Erläuterungen zum Zusammenhang zwischen den "wahren" marginalen Ausgabeneigungen und den tatsächlich geschätzten partiellen Ausgabekoeffizienten wurden bereits an vorangegangener Stelle gegeben.[2] Geht man von einer Wachstumsrate der Unternehmensumsätze von 10 % aus, dann ergibt sich aus der Beziehung (II.3.7) und den Regressionskoeffizienten a_{21} = 0,07916 und a_{31} = 0,19036 eine marginale Umsatzrendite von ca. 7,2 % und eine marginale Lohnkostenbelastung je Umsatzeinheit von 17,3 % im Referenzzeitraum.

Die Betrachtung der Korrelogramme[3] zeigt ganz deutlich, daß sich die Hypothese der konstanten Ausgabenkoeffizienten insbesondere für die Löhne als zutreffend erwiesen hat. Die realisierten Wertepaare liegen mit einer Ausnahme ganz dicht an der ermittelten Regressionsgeraden. Der mittlere absolute Fehler ist mit nur 2,1 % daher auch einer der geringsten von allen Funktionen.

Wie nicht anders erwartet werden konnte, weisen die Gewinne demgegenüber etwas größere Abweichungen auf (MAF = 3,1 %).

---

1 Der Wert des Absolutgliedes dieser Funktion beträgt nur ca. 6 % des arithmetischen Mittels aller in der Zeitspanne von 1961 - 1970 erzielten Gewinne der Unternehmen, die den Selbständigen zugeflossen sind.

2 Vgl. dazu S. 57 f.

3 Vgl. die Schaubilder II.3.10 und II.3.11 auf den folgenden Seiten.

Schaubild II.3.1o

Der Zusammenhang zwischen den an die Selbständigen geflossenen Gewinnen (A_{21}) und den Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1)

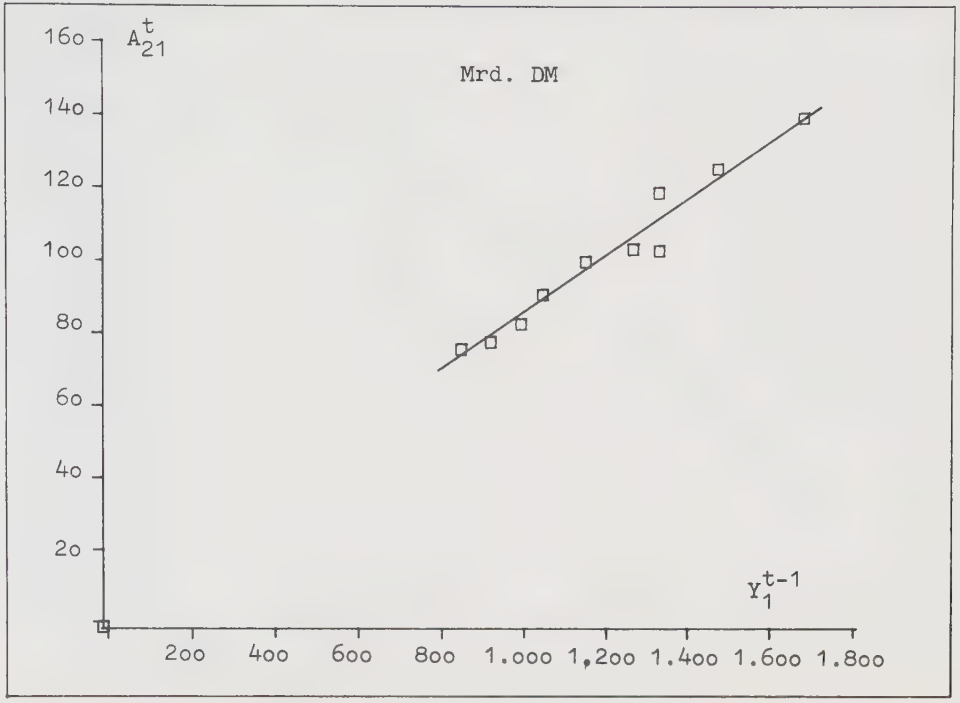
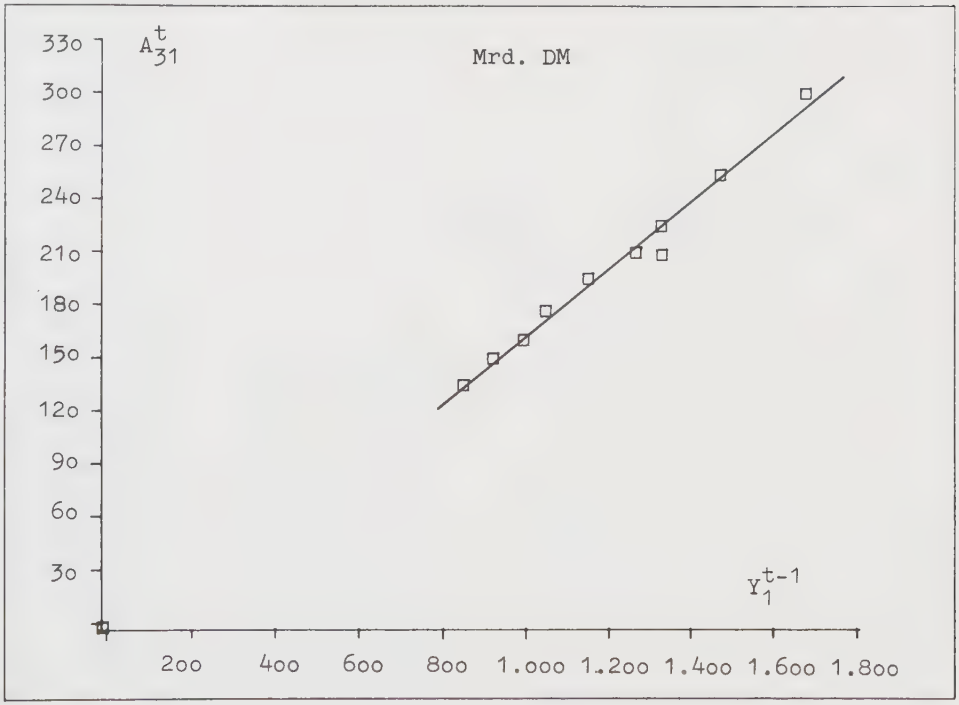


Schaubild II.3.11

Der Zusammenhang zwischen den gezahlten Löhnen (A_{31}) und den Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1)



Die mittelfristige Entwicklung der Gewinne in Abhängigkeit von den Umsätzen der Unternehmen über den gesamten Referenzzeitraum wird durch die Regressionsgerade jedoch recht zutreffend beschrieben.

Ohne näher auf die übrigen Kostenfunktionen der Unternehmen einzugehen, läßt sich auch von ihnen sagen, daß die einfache Hypothese konstanter Ausgabenkoeffizienten in der Referenzperiode nicht als widerlegt angesehen werden kann, wie ein Blick auf die entsprechenden Korrelogramme für die Transaktionen der ersten Kategorie deutlich macht.[1]

Die Funktion für die Renten und Beamtenpensionen von der Sozialversicherung

$$A_{46}^{t} = - 6.828 + o,71723 \; Y_{6}^{t-1}$$

Die Ausgaben der Sozialversicherung für Renten und Beamtenpensionen[2] stellen die Haupteinnahmequelle der Rentnerhaushalte dar. Gleichzeitig bilden sie den größten Posten auf der Ausgabenseite der Sozialversicherung. Geht man auch hier von einer durchschnittlichen Wachstumsrate der Sozialversicherungseinnahmen

---

1 Siehe dazu die Schaubilder II.3.12, II.3.13 und II.3.14 auf den folgenden Seiten.

2 In der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der BRD werden die in der Realität überwiegend von den Gebietskörperschaften direkt gezahlten Beamtenpensionen als Ausgaben der Sozialversicherung gebucht. Diesen Ausgaben werden Einnahmen in Form von fiktiven Einzahlungen der Gebietskörperschaften in Penisonsfonds für Beamte gegenübergestellt. Diese Behandlung der Beamtenpensionen wurde auch in der vorliegenden Arbeit beibehalten.

Schaubild II.3.12

Der Zusammerhang zwischen den Ausgaben für Vorleistungen und Bruttoinvestitionen (A_{11}) und den Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1)

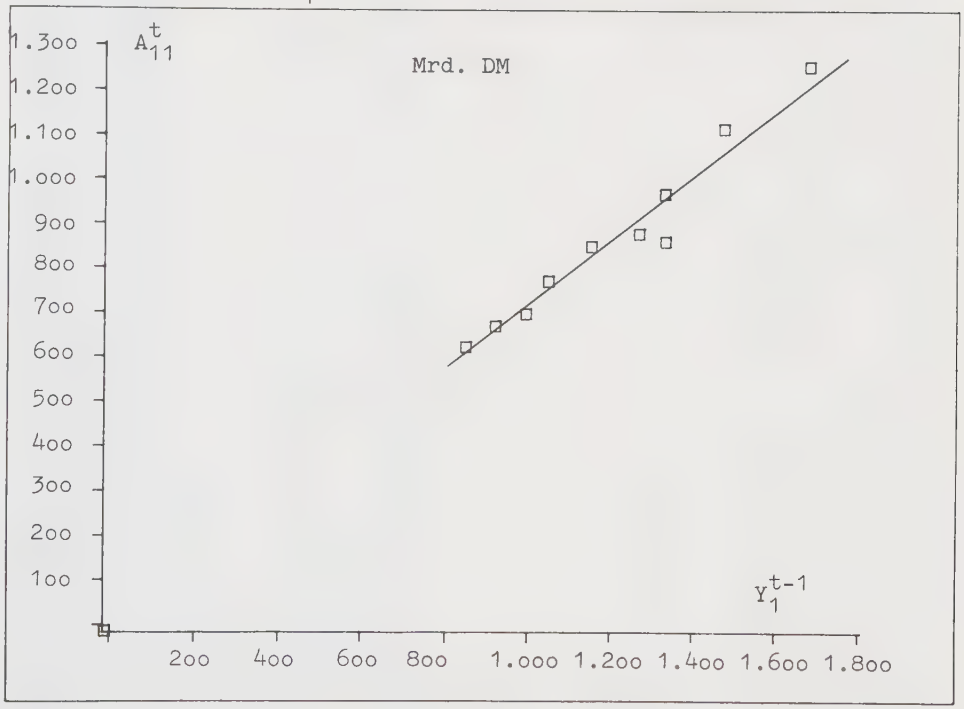


Schaubild II.3.13

Der Zusammenhang zwischen den gezahlten direkten und indirekten Steuern (A_{51}) und den Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1)

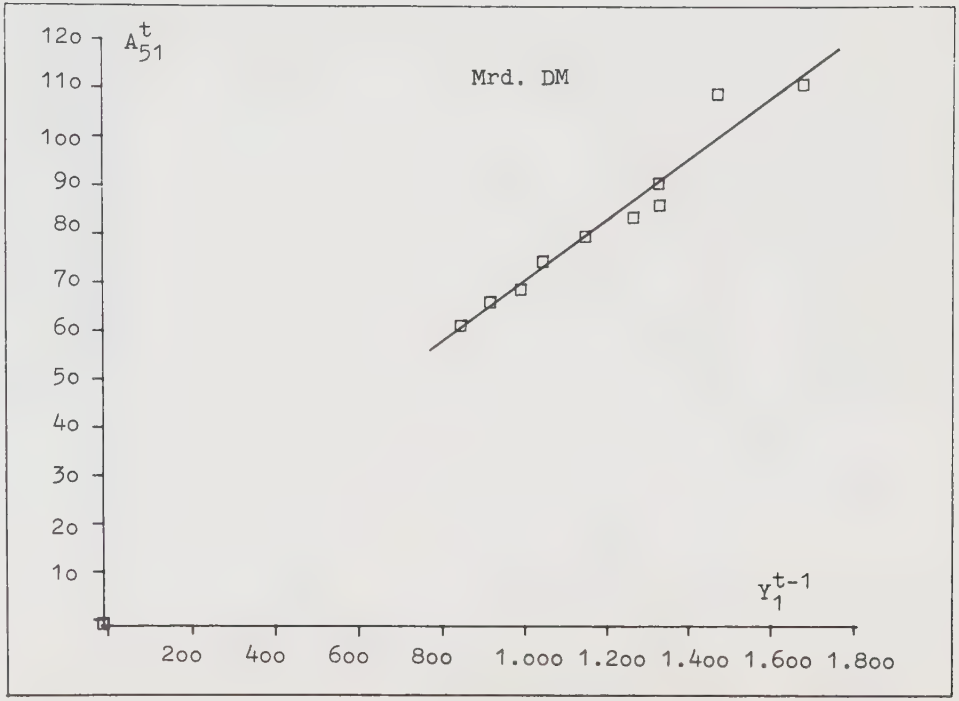
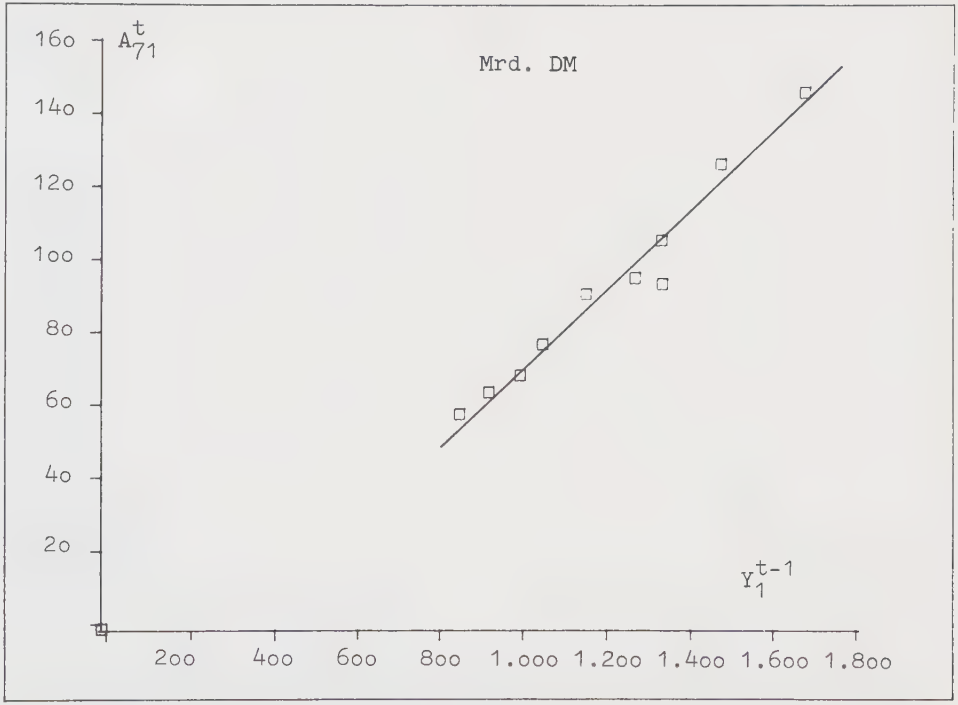


Schaubild II.3.14

Der Zusammenhang zwischen den Importausgaben (A_{71}) und den Gesamteinnahmen der Unternehmen (Y_1)



in Höhe von 1o % aus, dann ergibt sich für diese Transaktion eine marginale Ausgabeneigung von ca. o,65 im Referenzzeitraum. Das bedeutet, daß der Sektor "Sozialversicherung" von den in einem Jahr zusätzlich eingenommenen Einnahmen allein 65 % als Altersruhegelder an die Rentnerhaushalte zahlt.

Aufgrund des geltenden Rentenrechts folgt die Anpassung der Renten an die vorhergegangenen Erhöhungen der Bruttojahresentgelte der Arbeitnehmer mit einer mehrjährigen Verzögerung.[1] Daher weist das Korrelogramm für die Ausgaben der Sozialversicherung an die Rentner[2] auch nicht die bei den Ausgaben der übrigen Sektoren so häufig zu beobachtende Fehlerformation der Wertepaare in den Jahren 1966 - 1968 auf.[3] Der mittlere absolute Fehler der Regressionsgleichung ist folglich mit 1,9 % der zweitniedrigste aller getesteten Funktionen. Eine bessere Anpassung der geschätzten an die tatsächlich beobachteten Daten ergab sich nur beim Konsum der Rentnerhaushalte (MAF = 1,5 %), dessen bestimmende Variable aber im wesentlichen gerade aus den Einnahmen der Rentner von der Sozialversicherung bestand.

Vierter Abschnitt: Die Struktur des Modells I

Nachdem die Parameter der Ausgabenfunktionen der sieben Sektoren bekannt sind, lassen sich die Modellgleichungen wie folgt konkret anschreiben:

---

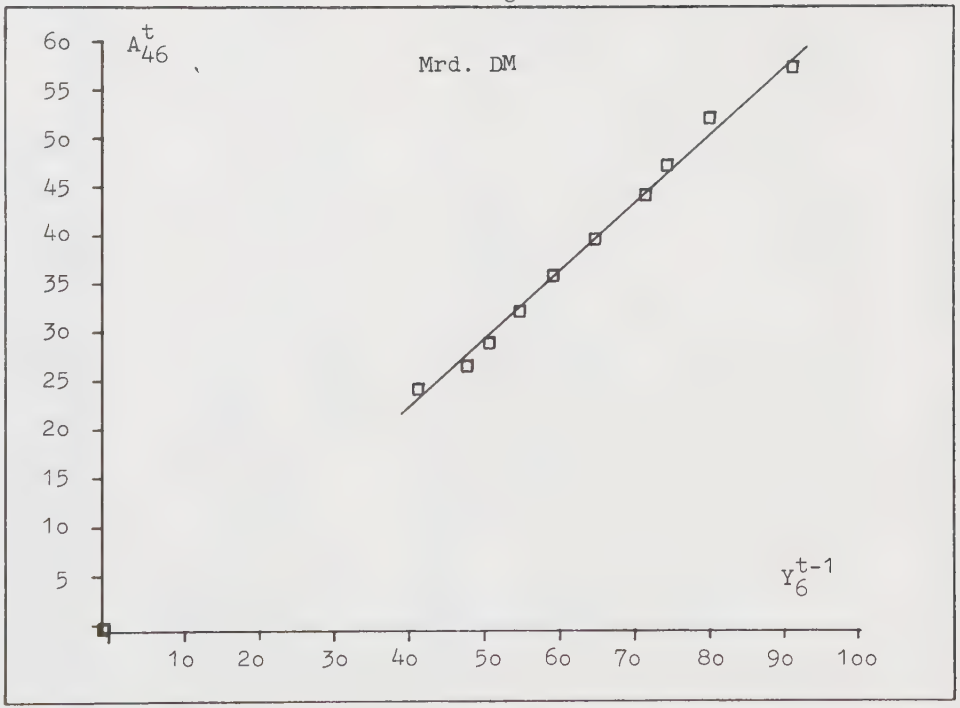
1 Siehe dazu Bundesminister für Arbeit und Sozialordnung (Hrsg.): Sozialbudget 1968, a.a.O., S. 46.

2 Siehe Schaubild II.3.15 auf S. 84.

3 Vgl. dazu die Ausführungen auf S. 57 ff.

Schaubild II.3.15

Der Zusammenhang zwischen den gezahlten Renten und Beamtenpensionen (A_{46}) und den Gesamteinnahmen der Sozialversicherung (Y_6)



1. Die 37 Verhaltensgleichungen

Die Ausgaben der Unternehmen:

(II.4.1) $A_{11}^{t} = o,745o6\ Y_{1}^{t-1} - 25.586$

(II.4.2) $A_{21}^{t} = o,o7916\ Y_{1}^{t-1} + 6.569$

(II.4.3) $A_{31}^{t} = o,19o36\ Y_{1}^{t-1} - 27.6o3$

(II.4.4) $A_{41}^{t} = o,oo257\ Y_{1}^{t-1} - 1.486$

(II.4.5) $A_{51}^{t} = o,o6338\ Y_{1}^{t-1} + 6.946$

(II.4.6) $A_{61}^{t} = o,oo465\ Y_{1}^{t-1} + 6o5$

(II.4.7) $A_{71}^{t} = o,1o561\ Y_{1}^{t-1} - 34.856$

Die Ausgaben der Selbständigenhaushalte:

(II.4.8) $A_{12}^{t} = o,74976\ Y_{2}^{t-1} - 17.5oo$

(II.4.9) $A_{32}^{t} = o,o1586\ Y_{2}^{t-1} + 975$

(II.4.1o) $A_{52}^{t} = o,14759\ Y_{2}^{t-1} + 4.388$

(II.4.11) $A_{62}^{t} = o,o2818\ Y_{2}^{t-1} - 998$

(II.4.12) $A_{72}^{t} = o,oo132\ Y_{2}^{t-1} + 5$

Die Ausgaben der Arbeitnehmerhaushalte:

(II.4.13) $A_{13}^{t} = o,58832\ Y_{3}^{t-1} + 26.828$

(II.4.14) $A_{53}^{t} = o,1467o\ Y_{3}^{t-1} - 12.994$

(II.4.15) $A_{63}^{t} = o,23667\ Y_{3}^{t-1} - 9.o42$

(II.4.16) $A_{73}^{t} = o,o2353\ Y_{3}^{t-1} - 2.734$

Die Ausgaben der Rentnerhaushalte:

(II.4.17) $A_{14}^{t} = o,95283\ Y_{4}^{t-1} + 526$

(II.4.18) $A_{54}^{t} = o,o1573\ Y_{4}^{t-1} + 646$

(II.4.19) $A_{64}^{t} = o,o1153\ Y_{4}^{t-1} - 16o$

Die Ausgaben der Gebietskörperschaften:

(II.4.2o) $A_{15}^{t} = o,497o5\ Y_{5}^{t-1} + 111$

(II.4.21) $A_{25}^{t} = o,o1999\ Y_{5}^{t-1} + 1.457$

(II.4.22) $A_{35}^{t} = o,47116\ Y_{5}^{t-1} - 14.854$

(II.4.23) $A_{45}^{t} = o,o4541\ Y_{5}^{t-1} + 1.397$

(II.4.24) $A_{55}^{t} = o,ooo97\ Y_{5}^{t-1} + 335$

(II.4.25) $A_{65}^{t} = o,o9o17\ Y_{5}^{t-1} + 3.697$

(II.4.26) $A_{75}^{t} = o,o2359\ Y_{5}^{t-1} + 1.o83$

Die Ausgaben der Sozialversicherung:

(II.4.27) $A_{16}^{t} = o,27358\ Y_{6}^{t-1} - 4.849$

(II.4.28) $A_{26}^{t} = -o,oo367\ Y_{6}^{t-1} + 78o$

(II.4.29) $A_{36}^{t} = o,13o12\ Y_{6}^{t-1} + 4.o4o$

(II.4.3o) $A_{46}^{t} = o,71723\ Y_{6}^{t-1} - 6.828$

(II.4.31) $A_{56}^{t} = o,o5324\ Y_{6}^{t-1} - 1.129$

(II.4.32) $A_{76}^{t} = o,o1o87\ Y_{6}^{t-1} - 3oo$

Die Ausgaben des Auslands:

(II.4.33) $A_{17}^{t} = 1,23373\ Y_{7}^{t-1} - 12.o23$

(II.4.34) $A_{27}^{t} = o,oo569\ Y_{7}^{t-1} - 27o$

(II.4.35) $A_{37}^{t} = o,oo921\ Y_{7}^{t-1} + 917$

(II.4.36) $A_{57}^{t} = o,o2214\ Y_{7}^{t-1} - 1.428$

(II.4.37) $A_{67}^{t} = o,oo1o7\ Y_{7}^{t-1} - 2$

2. Die 7 Definitionsgleichungen

Neben diesen 37 Verhaltensgleichungen, die die Ausgabengewohnheiten der sieben Sektoren beschreiben, werden noch 7 Definitionsgleichungen für die Gesamteinnahmen der Sektoren benötigt:

(II.4.38) $Y_{1}^{t} = A_{11}^{t} + A_{12}^{t} + A_{13}^{t} + A_{14}^{t} + A_{15}^{t} + A_{16}^{t} + A_{17}^{t}$

(II.4.39) $Y_{2}^{t} = A_{21}^{t} + A_{25}^{t} + A_{26}^{t} + A_{27}^{t}$

(II.4.4o) $Y_{3}^{t} = A_{31}^{t} + A_{32}^{t} + A_{35}^{t} + A_{36}^{t} + A_{37}^{t}$

(II.4.41) $Y_{4}^{t} = A_{41}^{t} + A_{45}^{t} + A_{46}^{t}$

(II.4.42) $Y_{5}^{t} = A_{51}^{t} + A_{52}^{t} + A_{53}^{t} + A_{54}^{t} + A_{55}^{t} + A_{56}^{t} + A_{57}^{t}$

$$(II.4.43)\quad Y_6^t = A_{61}^t + A_{62}^t + A_{63}^t + A_{64}^t + A_{65}^t + A_{67}^t$$

$$(II.4.44)\quad Y_7^t = A_{71}^t + A_{72}^t + A_{73}^t + A_{75}^t + A_{76}^t$$

Damit enthält das vollständige Gleichungssystem 44 Gleichungen zur Bestimmung der 44 endogenen Variablen A_{ij}^t und Y_j^t $(i, j = 1, \ldots, 7)$, wobei zwölf der möglichen 49 Variablen A_{ij}^t von vornherein ausgeschlossen werden, weil in der zugrunde liegenden Transaktionenmatrix des monetären Einkommenskreislaufs an den entsprechenden Stellen keine Transaktionen erfaßt sind.

Als exogene Variable erscheinen nur die 7 Sektoreinnahmen der Vorperiode Y_j^{t-1} $(j = 1, \ldots, 7)$[1]. Wie man sofort sieht, ist das ganze System völlig rekursiv, denn mit Hilfe der exogenen Variablen können zunächst alle Ausgaben A_{ij}^t bestimmt werden, mit denen dann die Werte für die Sektoreinnahmen Y_j^t an Hand der entsprechenden Definitionsgleichungen ermittelt werden können.

3. Die Reduzierung auf 7 Differenzengleichungen

Wie bereits im ersten Kapitel gezeigt wurde, läßt sich das gesamte Gleichungssystem auf ein System von nur noch 7 linearen inhomogenen Differenzengleichungen erster Ordnung reduzieren, welches in Matrizenschreibweise allgemein

$$(II.4.45)\quad y^t = A\ y^{t-1} + c$$

lautet und die folgende konkrete Gestalt besitzt:

---

1 Nach übereinstimmender Auffassung in der Ökonometrie handelt es sich bei den geschätzten Absolutgliedern der Ausgabenfunktionen nicht um Variable, sondern um Parameter. Vgl. dazu J. Gruber: Ökonometrische Modelle des Cowles-Commission-Typs: Bau und Interpretation, Hamburg u. Berlin 1968, S. 45 ff.

(II.4.46)

$$
y^{t} = \begin{bmatrix}
0,745o6 & 0,74976 & 0,58832 & 0,95283 & 0,497o5 & 0,27358 & 1,23373 \\
0,o7916 & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o1999 & -0,oo367 & 0,oo567 \\
0,19o36 & 0,o1586 & 0,o & 0,o & 0,47116 & 0,13o12 & 0,oo921 \\
0,oo257 & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o4541 & 0,71723 & 0,o \\
0,o6338 & 0,14759 & 0,1467o & 0,o1573 & 0,ooo97 & 0,o5324 & 0,o2214 \\
0,oo465 & 0,o2818 & 0,23667 & 0,o1153 & 0,o9o17 & 0,o & 0,oo1o7 \\
0,1o561 & 0,oo132 & 0,o2353 & 0,o & 0,o2359 & 0,o1o87 & 0,o
\end{bmatrix} y^{t-1} + \begin{bmatrix}
- 32.493 \\
8.536 \\
- 36.525 \\
- 6.917 \\
- 3.236 \\
- 5.9oo \\
- 36.8o2
\end{bmatrix}
$$

y^t und y^{t-1} stellen dabei die Spaltenvektoren der Sektoreinnahmen aus den Perioden t und t-1 dar. A ist die Matrix der Ausgabekoeffizienten a_{ij} und c der Spaltenvektor der autonomen Einnahmen der Sektoren.

Die Elemente dieses Vektors c werden gebildet, indem die autonomen Ausgaben aller Sektoren[1] an den Sektor i aufsummiert werden:

$$(II.4.47) \quad C_i = \sum_{j=1}^{7} C_{ij}. \qquad (i=1,\ldots,7)$$

Damit ist die Struktur des einfachen ökonometrischen Mehr-Sektoren-Modells (Modell I) für die BRD hinreichend beschrieben. Im nächsten Kapitel wenden wir uns nun der Frage zu, auf welche Weise man mit diesem Modell Prognosen erstellen kann und welche Ergebnisse bei diesen Prognosen im wesentlichen erzielt wurden.

---

1 Dies sind die in den Ausgabenfunktionen erscheinenden Absolutglieder.

III. Kapitel

Funktionsweise und Ergebnisse des Modells I

Erster Abschnitt: Die Funktionsweise des Modells

Ausgehend von der Matrizengleichung (II.4.46) des vorhergehenden Abschnitts lassen sich die Gesamteinnahmen der Sektoren leicht numerisch ermitteln. Gibt man nämlich die Einnahmen der sieben Sektoren eines Jahres $t-1$ als Anfangswerte vor und setzt diesen Vektor y^{t-1} in die obige Gleichung ein, so resultieren sofort die Sektoreinnahmen der Folgeperiode t. Setzt man die so erhaltenen Sektoreinnahmen nun wieder in die rechte Seite der Gleichung ein, dann lassen sich auf die gleiche Weise die Sektoreinnahmen der Periode $t + 1$ ermitteln. Indem man so fortfährt, erhält man für beliebig viele fortlaufende Perioden die Einnahmen der sieben Sektoren.

Natürlich ist es auch möglich, den Wert jeder einzelnen Transaktion A_{ij} in einer bestimmten Periode $t + n$ zu ermitteln, indem man den auf die beschriebene Weise errechneten Wert für Y_j^{t+n-1} in die empirische Ausgabenfunktion

$$(III.1.1) \quad A_{ij}^{t+n} = a_{ij} Y_j^{t+n-1} + C_{ij}$$

einsetzt.

Bei der Darstellung und Beurteilung der Modellergebnisse in den folgenden Abschnitten wollen wir uns jedoch in der Regel auf die Gesamteinnahmen der Sektoren beschränken und auf eine Analyse ihrer einzelnen Elemente verzichten. Es ist also

festzuhalten, daß außer den geschätzten Elementen der Matrix der Ausgabenkoeffizienten A und des Vektors c der autonomen Ausgaben an die einzelnen Sektoren nur ein Vektor mit den Startwerten für die Sektoreinnahmen vorgegeben werden muß, um die Sektoreinnahmen beliebig vieler Folgeperioden durch das Modell zu bestimmen. Im Gegensatz zu den meisten anderen ökonomischen Globalmodellen ist es also nicht notwendig, zu Prognosezwecken bestimmte exogene Variable für jede Periode neu vorzugeben.

In dieser Eigenschaft ist einerseits ein Vorzug des Modells begründet, andererseits aber auch eine Schwäche. Bei den bekannten gesamtwirtschaftlichen Modellen hängt die Treffsicherheit der Prognose in erheblichem Maße davon ab, inwieweit der zukünftige Verlauf der exogenen Modellvariablen fehlerfrei vorhergesagt und dem Modell eingegeben werden kann.[1] Damit verlieren die in Form der geschätzten Koeffizienten in dem Modell enthaltenen Informationen über die Verhaltensweisen der Wirtschaftssubjekte oder über bestimmte strukturelle Gesetzmäßigkeiten innerhalb des beobachteten Wirtschaftskreislaufs jedoch entsprechend an Bedeutung. Dieses Problem tritt bei dem hier vorgestellten Sektorenmodell nicht auf. Bei vorgegebenen Startwerten für die Sektoreinnahmen aus einem zurückliegenden Jahr hängt die weitere Entwicklung der endogenen Variablen nur noch von den numerischen Werten der Ausgabekoeffizienten und der autonomen Ausgaben ab.

---

1 So stellte sich beispielsweise bei einer nachträglichen Überprüfung einer zehn Jahre zuvor durchgeführten Projektion mit dem gesamtwirtschaftlichen Modell von Gehrig und Kuhlo heraus, daß die relativen Projektionsfehler der Inlandsproduktion durch das Ausschalten von Fehlern in der Projektion der exogenen Variablen von einem Fehlerintervall von -7,8 % bis +o,4 % auf ein Intervall zwischen -o,5 % und +o,6 % reduziert werden konnte. Vgl. dazu G. Gehrig und K.C. Kuhlo: Überprüfung der ökonometrischen Projektion von 1962, in: Ifo-Studien, 18. Jg., Berlin und München 1972, S. 298.

Diesem Vorteil des Sektorenmodells steht der damit verbundene Nachteil gegenüber, daß es praktisch nicht möglich ist, Alternativprognosen mit dem Modell zu erstellen, ohne durch willkürliche Änderung von einzelnen Ausgabekoeffizienten oder autonomen Ausgaben in die ökonometrisch geschätzte Struktur des Modells einzugreifen. Lediglich die Möglichkeit, zwischen verschiedenen Startjahren zu wählen, bietet hier einen geringen Spielraum, der jedoch auf das Ergebnis der Prognose keinen sehr bedeutsamen Einfluß ausübt, wie noch gezeigt werden wird.[1]

Zweiter Abschnitt: Die Ergebnisse der ex-post-Prognose

1. Die Anpassung der Sektoreinnahmen

Verfährt man in der oben beschriebenen Weise und gibt als Startwerte die tatsächlichen Sektoreinnahmen des Jahres 196o vor, so produziert das Modell die in den folgenden Tabellen ausgewiesenen Sektoreinnahmen $\hat{Y}_j^t$ (j = 1, ..., 7) der Jahre 1961 - 197o. Die Tabellen enthalten neben diesen errechneten Werten $\hat{Y}_j^t$ die statistisch beobachteten Einnahmen Y_j^t, die jährlichen relativen Abweichungen der Modellergebnisse in bezug auf die tatsächlichen Werte d_j^t [2] sowie die jährlichen Wachstumsraten der berechneten Werte $w_{(\hat{Y}_j^t)}$.[3]

---

1 Vgl. dazu S. 1o4ff.

2 Berechnet nach der Formel:

$$d_j^t = \frac{\hat{Y}_j^t - Y_j^t}{Y_j^t}$$

3 Definiert als:

$$w(\hat{Y}_j^t) = \frac{\hat{Y}_j^t - \hat{Y}_j^{t-1}}{\hat{Y}_j^{t-1}} \quad 1oo$$

Tabelle III.2.1

Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 1 "Unternehmen"

Jahr	Sektoreinnahmen			Wachstumsrate der berechneten Einn.
	Beobachtet	Berechnet	Abweichung	
	Mio DM	Mio DM	v.H.	v.H.
196o	859.65o	859.65o	o,o	o,o
1961	929.89o	9o7.423	- 2,4	5,56
1962	1oo5.o3o	961.928	- 4,3	6,o1
1963	1o57.82o	1o27.352	- 2,9	6,8o
1964	1161.89o	11o3.73o	- 5,o	7,43
1965	1278.81o	1191.483	- 6,8	7,95
1966	1342.89o	1292.318	- 3,8	8,46
1967	1341.4oo	14o8.236	5,o	8,97
1968	1483.74o	1541.511	3,9	9,46
1969	1689.98o	1694.744	o,3	9,94
197o	1896.96o	187o.923	- 1,4	1o,4o

Tabelle III.2.2

Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 2 "Selbständigenhaushalte"

Jahr	Sektoreinnahmen			Wachstumsrate der berechneten Einn.
	Beobachtet	Berechnet	Abweichung	
	Mio DM	Mio DM	v.H.	v.H.
196o	75.86o	75.86o	o,o	o,o
1961	8o.86o	78.37o	- 3,1	3,31
1962	84.o1o	82.329	- 2,o	5,o5
1963	87.67o	86.778	- 1,o	5,4o
1964	95.84o	92.1o8	- 3,9	6,14
1965	1o5.o7o	98.325	- 6,4	6,75
1966	1o8.69o	1o5.472	- 3,o	7,27
1967	1o8.45o	113.684	4,8	7,79
1968	124.37o	123.125	- 1,o	8,3o
1969	131.72o	133.979	1,7	8,82
197o	147.24o	146.458	- o,5	9,31

Tabelle III.2.3

Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 3 "Arbeitnehmerhaushalte"

Jahr	Sektoreinnahmen			Wachstumsrate der berechneten Einn.
	Beobachtet	Berechnet	Abweichung	
	Mio DM	Mio DM	v.H.	v.H.
196o	155.1oo	155.1oo	o,o	o,o
1961	174.38o	172.o97	- 1,3	1o,96
1962	193.34o	185.864	- 3,9	8,oo
1963	2o7.74o	199.885	- 3,8	7,54
1964	227.73o	216.o78	- 5,1	8,1o
1965	252.61o	234.778	- 7,1	8,65
1966	272.89o	256.3o5	- 6,1	9,17
1967	275.7oo	281.o56	1,9	9,66
1968	295.61o	3o9.512	4,7	1o,12
1969	331.87o	342.229	3,1	1o,57
197o	386.45o	379.845	- 1,7	1o,99

Tabelle III.2.4

Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 4 "Rentnerhaushalte"

Jahr	Sektoreinnahmen			Wachstumsrate der berechneten Einn.
	Beobachtet	Berechnet	Abweichung	
	Mio DM	Mio DM	v.H.	v.H.
196o	28.21o	28.21o	o,o	o,o
1961	3o.64o	29.o13	- 5,3	2,85
1962	33.16o	31.428	- 5,2	8,32
1963	35.61o	35.535	- o,2	13,o7
1964	39.95o	39.o14	- 2,3	9,79
1965	44.48o	42.689	- 4,o	9,42
1966	48.7oo	46.916	- 3,7	9,9o
1967	54.15o	51.795	- 4,3	1o,4o
1968	57.49o	57.41o	- o,1	1o,84
1969	62.82o	63.866	1,7	11,25
197o	69.3oo	71.288	2,9	11,62

Tabelle III.2.5

Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 5 "Gebietskörperschaften"

Jahr	Sektoreinnahmen			Wachstumsrate der berechneten Einn.
	Beobachtet	Berechnet	Abweichung	
	Mio DM	Mio DM	v.H.	v.H.
1960	80.170	80.170	0,0	0,0
1961	91.080	89.264	- 2,4	11,34
1962	99.960	95.335	- 4,6	6,80
1963	105.440	101.837	- 3,4	6,82
1964	115.410	109.131	- 5,4	7,16
1965	122.280	117.595	- 3,8	7,76
1966	130.940	127.344	- 2,7	8,29
1967	134.600	138.554	2,9	8,80
1968	144.360	151.442	4,9	9,30
1969	170.260	166.260	- 2,3	9,78
1970	183.820	183.296	- 0,3	10,25

Tabelle III.2.6

Tatsächliche und berechnete Einnahmen des Sektors 6 "Sozialversicherung"

Jahr	Sektoreinnahmen			Wachstumsrate der berechneten Einn.
	Beobachtet	Berechnet	Abweichung	
	Mio DM	Mio DM	v.H.	v.H.
1960	41.940	41.940	0,0	0,0
1961	48.370	44.560	- 7,9	6,25
1962	51.310	49.706	- 3,1	11,55
1963	55.370	53.910	- 2,6	8,46
1964	59.860	58.299	- 2,6	8,14
1965	65.410	63.342	- 3,2	8,65
1966	72.140	69.166	- 4,1	9,19
1967	75.040	75.870	1,1	9,69
1968	80.810	83.577	3,4	10,16
1969	91.120	92.439	1,4	10,60
1970	104.890	102.627	- 2,2	11,02

Tabelle III.2.7

Tatsächliche und berechnete Einnahmen
des Sektors 7 "Ausland"

Jahr	Sektoreinnahmen			Wachstumsrate der berechneten Einn.
	Beobachtet	Berechnet	Abweichung	
	Mio DM	Mio DM	v.H.	v.H.
196o	59.25o	59.25o	o,o	o,o
1961	63.57o	6o.o82	- 5,5	1,4o
1962	7o.28o	65.774	- 6,4	9,47
1963	74.89o	72.o58	- 3,8	9,55
1964	83.75o	79.5o3	- 5,1	1o,33
1965	98.71o	88.177	-1o,7	1o,91
1966	1o2.9oo	98.147	- 4,6	11,31
1967	1o1.45o	1o9.6o5	8,o	11,67
1968	115.35o	122.778	6,4	12,o2
1969	137.8oo	137.923	o,1	12,34
197o	159.21o	155.336	- 2,4	12,63

Um die Ergebnisse bei den einzelnen Sektoren besser vergleichen zu können, sind in der folgenden Übersichtstabelle einige wichtige Werte für alle Sektoren zusammengefaßt. Dazu gehört insbesondere der mittlere absolute Fehler (MAF), der als arithmetisches Mittel der absolut genommenen, jährlichen relativen Abweichungen ein anschauliches Maß für die Güte der Anpassung der modellmäßig errechneten Einnahmen an die tatsächlich beobachteten Einnahmen der Sektoren darstellt.

Tabelle III.2.8

Zusammengefaßte Ergebnisse der ex-post-Prognose

Sektor	M A F	Größte Abweichung	Letzte Abweichung	Fälle v. Unterschätzung der tats. Einnahmen	Wachstumsrate im Jahr 197o
	in v.H.				
1. Unternehmen	3,6	- 6,8	- 1,4	7o	1o,4o
2. Selbständ.	2,7	- 6,4	- o,5	8o	9,31
3. Arbeitnehmer	3,9	- 7,1	- 1,7	7o	1o,99
4. Rentner	3,o	- 5,3	+ 2,9	8o	11,62
5. Gebietskörpersch.	3,3	- 5,4	- o,3	8o	1o,25
6. Sozialvers.	3,2	- 7,9	- 2,2	7o	11,o2
7. Ausland	5,3	-1o,7	- 2,4	7o	12,63
Ø	3,6			74	

Wie Tabelle III.2.8 zeigt, liegen die mittleren absoluten Fehler bei den ersten sechs Sektoren nur zwischen 2,7 % und 3,9 %. Lediglich der Auslandssektor weist mit 5,3 % eine höhere Abweichung auf.

Mit einem durchschnittlichen Anpassungsfehler von 3,6 % über alle 7 Sektoren wird bei den gesamten Sektoreinnahmen genau der Wert erreicht, der sich auch bei einer Durchschnittsbildung über die mittleren absoluten Fehler (MAF) der einzelnen Regressionsgleichungen für die beiden Transaktionskategorien 1 und 2 ergibt.

Wie schon an anderer Stelle vermutet wurde[1], haben sich die zum Teil erheblich höheren mittleren absoluten Fehler bei den Regressionen der "weniger bedeutenden" und der "unbedeutenden" Transaktionen also in der Tat nicht wesentlich auf die eigentlichen Modellergebnisse ausgewirkt.

2. Die Entwicklung der Wachstumsraten

Aus einer vergleichenden Betrachtung der Entwicklung der Wachstumsraten der Einnahmen bei den sieben Sektoren in den Perioden von 1961 bis 197o lassen sich im wesentlichen folgende Aussagen über den Anstieg der Sektoreinnahmen gewinnen:

1. Bei allen sieben Sektoren vollzieht sich der Anstieg der Sektoreinnahmen im Zeitablauf kontinuierlich. Die bei den beobachteten Werten einiger Sektoren zu verzeichnenden, konjunkturell bedingten Verminderungen der Einnahmen vom Jahr 1966 auf das Jahr 1967 vollzieht das Modell nicht nach, auch nicht annäherungsweise durch eine Verminderung der Wachstumsraten in dieser Periode.

2. Bei den Sektoren "Unternehmen", "Selbständigenhaushalte" und "Ausland" wachsen die Einnahmen von der ersten Periode an mit ständig größer werdenden Wachstumsraten. Bei den übrigen vier Sektoren vollzieht sich dieser kontinuierliche Anstieg der Wachstumsraten erst nach einer von Sektor zu Sektor unterschiedlich langen Anfangsphase, in der die Wachstumsraten zum Teil recht heftig schwanken. Diese Phase dauert jedoch bei keinem Sektor mehr als vier Perioden.

3. Untersucht man den Anstieg der Wachstumsraten nach der Anfangsphase bei den einzelnen Sektoren etwas genauer, so stellt man fest, daß der Anstieg im Zeitablauf schwächer wird. Diese Tendenz ist umso ausgeprägter, je höher das Niveau der Wachstumsraten ist, welches der betreffende Sektor bereits erreicht hat. So wächst der Auslandssektor im Jahre 197o mit der Rate von 12,63 %,

1 Vgl. S. 55.

der höchsten aller sieben Sektoren. Der Anstieg der Wachstumsrate vom Jahr 1969 auf das Jahr 197o beträgt z.B. nur noch o,29 % gegenüber einem Anstieg von o,32 % von 1968 auf 1969.

Dagegen weisen die "Selbständigenhaushalte" mit 9,31 % das niedrigste Niveau bei den Wachstumsraten im Jahre 197o aus. Der Anstieg in den vergleichbaren Jahren beträgt jedoch o,49 % von 1969 auf 197o und o,52 % von 1968 auf 1969.

Es scheint also langfristig sowohl eine Tendenz zur Angleichung der Wachstumsraten zu bestehen als auch eine Tendenz, einen festen Grenzwert für die Wachstumsraten mit jährlich abnehmenden Zuwächsen zu erreichen.

Der Beweis für die Richtigkeit dieser zunächst aus der Betrachtung der Ergebnisse der ex-post-Prognose gewonnenen Erkenntnisse wird im folgenden Abschnitt innerhalb der Stabilitätsanalyse des Modells erbracht.

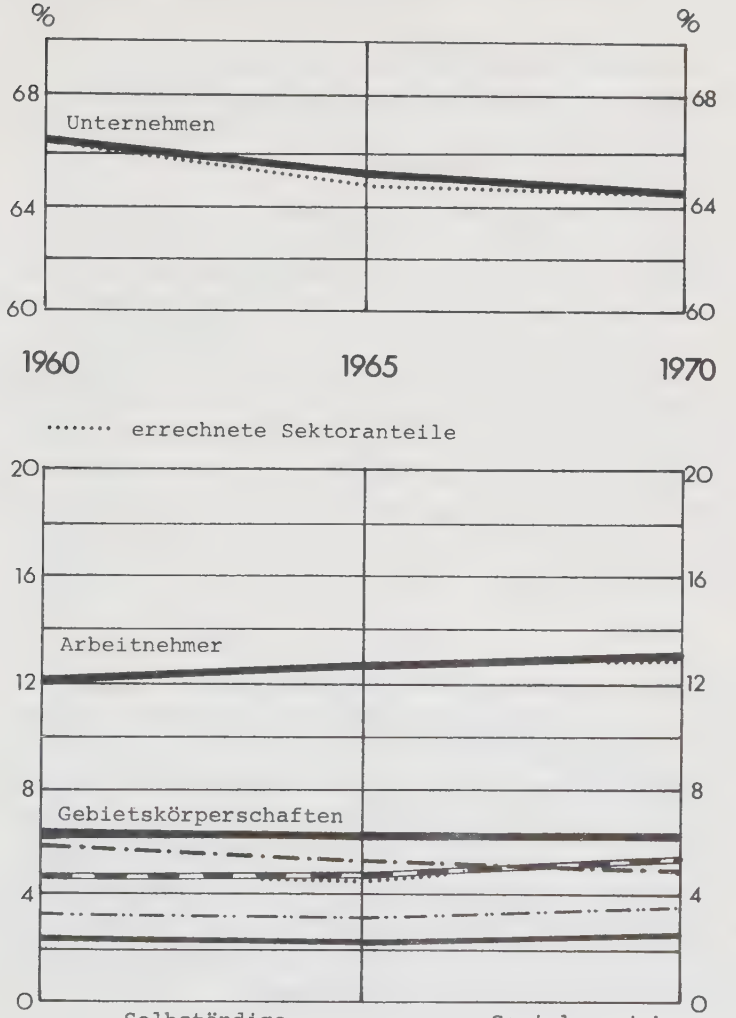
3. Die Entwicklung der Sektoranteile

Nach der Anpassung der errechneten an die tatsächlichen jährlichen Einnahmen der Sektoren und der Entwicklung der entsprechenden Wachstumsraten soll nun die Fähigkeit des Modells untersucht werden, die Entwicklung der relativen Sektoranteile in der Referenzperiode richtig zu beschreiben. Als relativer Sektoranteil ist dabei der prozentuale Anteil eines Sektors an den gesamten Einnahmen aller Sektoren innerhalb eines Jahres definiert. Er kann als Maß für die quantitative Bedeutung jedes einzelnen Sektors im gesamtwirtschaftlichen Kreislaufprozeß angesehen werden.

Durch die Einbeziehung der Ausgaben, die auf Grund von Vorlieferungsleistungen getätigt wurden, erhält der Unternehmenssektor bei der hier gewählten Sektorenabgrenzung jedoch von vornherein ein starkes Übergewicht gegenüber allen anderen Sektoren.

Schaubild III.2.1

Tatsächliche und errechnete Sektoranteile an den Gesamteinnahmen aller Sektoren in den Jahren 196o, 1965 und 197o in v.H.



Quelle: Tabelle A 55 im Anhang, S. 251.

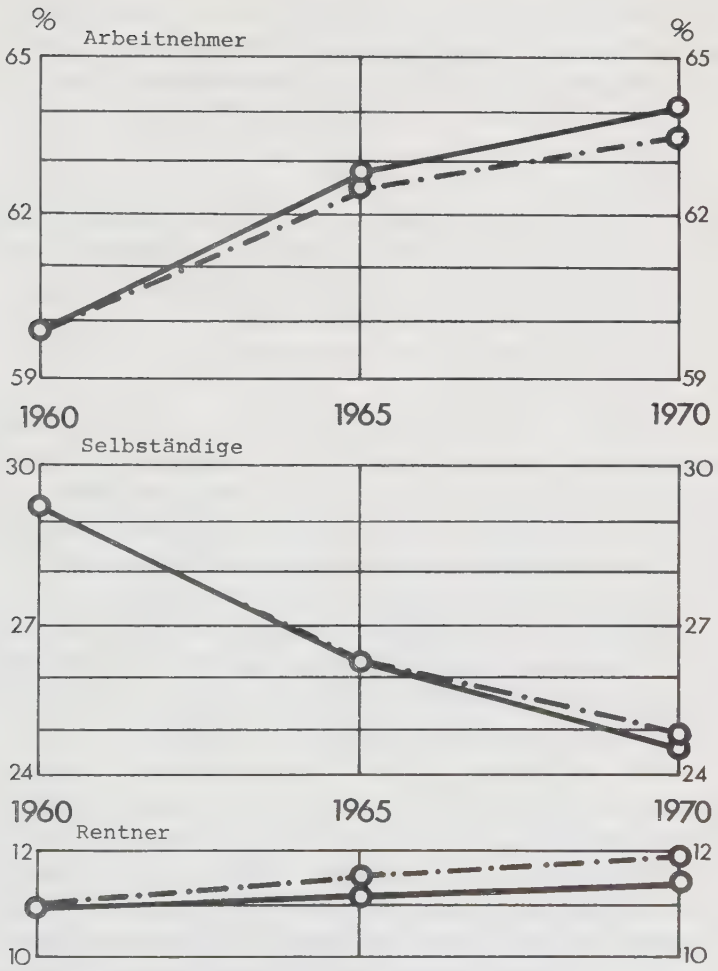
Inwieweit die Entwicklung der Sektoranteile gerade der verhältnismäßig kleinen Sektoren vom Modell richtig wiedergegeben wird, kann als ein wesentlicher Punkt bei der Beurteilung der Leistungsfähigkeit des Modells angesehen werden. In Schaubild III.2.1 wird die tatsächliche Entwicklung der Anteile aller Sektoren den Sektoranteilen gegenübergestellt, die sich aus dem Modell ergeben.

Wie zu ersehen ist, haben sich bei allen Sektoren außer bei den Gebietskörperschaften von 195o bis 197o die Anteile an den tatsächlichen Gesamteinnahmen trendmäßig verschoben. Dabei ist die bedeutendste Änderung, bezogen auf den jeweiligen Anteil der Sektoren, bei den Selbständigenhaushalten und beim Auslandssektor erfolgt. Die Änderungen der Anteile werden vom Modell in allen Fällen in der gleichen Richtung und auch im Ausmaß der Veränderung nachvollzogen. Die Differenz zwischen den tatsächlichen und den berechneten Sektoranteilen beträgt im Jahre 197o jeweils höchstens einen Zehntelprozentpunkt. Dies kann als sehr gutes Ergebnis angesehen werden.

Bezieht man die Einnahmen jedes der drei Haushaltssektoren nun nicht auf die gesamten Einnahmen aller Sektoren, sondern nur auf die Summe der Einnahmen dieser drei Sektoren, so erhält man als Ergebnis drei Quoten, die die relativen Einkommenspositionen der Haushaltssektoren angeben. Dabei ist zu berücksichtigen, daß der hier verwendete Einkommensbegriff auf den Einnahmen der Sektoren fußt und damit alle Vorgänge der Querverteilung und Einkommensumverteilung bereits berücksichtigt sind; jedenfalls soweit sie bei der Erstellung des Datenmaterials statistisch erfaßbar waren.

Schaubild III.2.2

Tatsächliche und errechnete Anteile der drei Haushaltssektoren an den Gesamteinnahmen aller Haushalte in den Jahren 196o, 1965 und 197o in v.H.



Quelle: Tabelle A 56 im Anhang, S. 252.

tatsächliche Anteile

errechnete Anteile

Wie dem Schaubild III.2.2 zu entnehmen ist, sind die Abweichungen der vom Modell errechneten zu den statistisch ermittelten Anteilen hier wegen der erheblich kleineren Bezugsbasis zum Teil größer als beim Vergleich der Sektoranteile an den Gesamteinnahmen aller sieben Sektoren, jedoch wird der sich aus den Beobachtungswerten abzeichnende Trend bei allen drei Haushaltssektoren vom Modell auch hier richtig wiedergegeben.

Als Ergebnis kann also festgehalten werden, daß das Modell sehr gut in der Lage ist, die Entwicklung der Sektoranteile in der Referenzperiode zu beschreiben.

4. Die Bedeutung der Wahl des Startjahres

Bei allen bisher vorgeführten Ergebnissen waren die tatsächlichen Einnahmen des Jahres 196o die Startwerte für die Modellrechnung. Nun ist man bei der Bestimmung des Basisjahres aber nicht auf das erste Jahr der Referenzperiode beschränkt, sondern kann eigentlich jedes innerhalb der Referenzperiode liegende Jahr als Ausgangsbasis für die Simulation wählen. Natürlich verkürzt sich dadurch der Zeitraum für die ex-post-Prognose entsprechend. Ob und in welchem Maße die Ergebnisse der ex-post-Prognose von der Wahl des Startjahres beeinflußt werden, soll im folgenden untersucht werden.

Zur Beurteilung der Güte der auf der Grundlage alternativer Basisjahre erstellten ex-post-Prognosen dienen die mittleren absoluten Fehler bei den sieben Sektoren, sowie das Verhältnis von Überschätzungen zu Unterschätzungen der beobachteten Sektoreinnahmen durch das Modell. Je kleiner der mittlere absolute Prognosefehler und je ausgeglichener das Verhältnis von Über- und Unterschätzung ist, umso besser ist die ex-post-Prognose zu beurteilen.

Will man eine Simulation über den Zeitraum der Referenzperiode hinaus fortführen, also eine echte Prognose erstellen, so sind für diesen Zweck als weiteres Beurteilungskriterium die im letzten Jahr der Referenzperiode erzielten Abweichungen der berechneten von den beobachteten Sektoreinnahmen heranzuziehen. Diese Abweichungen sollen ebenfalls möglichst gering sein.

Die Charakteristik des Modells spiegelt sich im wesentlichen durch den Verlauf der Wachstumsraten der zu prognostizierenden Sektoreinnahmen im Zeitablauf wider. Aus diesem Grund ist in einer der vier folgenden Tabellen auch der im Jahre 197o erreichte Wert der Wachstumsrate in jedem Sektor für alle durchgeführten ex-post-Prognosen mit unterschiedlichen Basisjahren angegeben.

Wie sich aus der Tabelle III.2.12 ersehen läßt, wird der Verlauf der Wachstumsraten in den einzelnen Sektoren von der Wahl des Startjahres nicht berührt. Bis zum Basisjahr 1966 bleiben die im Jahr 197o erreichten Wachstumsraten in ihren Relationen zueinander fast völlig identisch. Die mit der Verwendung von zeitlich späteren Basisjahren zu beobachtende Verschiebung dieser Relationen liegt in der bereits beschriebenen Tatsache begründet, daß die Wachstumsraten erst nach einigen Schwankungen in den ersten Perioden der Simulation ihre mittelfristig relativ stabilen Relationen zueinander erreichen und hat daher auf den weiteren Verlauf keinen Einfluß.[1]

Weil die relativen Sektoranteile langfristig letztlich nur von dem Verlauf der Wachstumsraten in den einzelnen Sektoren abhängen, kann man also sagen, daß die Wahl des Startjahres auch darauf keinen Einfluß hat.

---

1 Siehe dazu S. 99 f.

Tabelle III.2.9

Mittlerer absoluter Fehler bei ex-post-Prognosen mit unterschiedlichen Basisjahren

Basisjahr der Prognose	Mittlerer absoluter Prognosefehler in v.H. bei den Sektoren:							Durchschnitt für alle Sektoren
	1	2	3	4	5	6	7	
196o	3,6	2,7	3,9	3,o	3,3	3,2	5,3	3,6
1961	3,6	3,o	3,9	3,o	3,2	2,9	4,9	3,5
1962	4,9	4,4	4,9	5,o	4,5	5,o	6,9	5,1
1963	4,3	3,5	4,8	2,9	3,6	3,3	5,7	4,2
1964	6,2	5,3	6,2	5,4	5,7	5,9	8,4	6,2
1965	9,1	7,8	9,1	7,5	8,7	8,6	11,9	9,o
1966	6,6	5,4	6,9	5,5	6,o	6,2	8,8	6,5
1967	3,6	4,2	2,9	1,9	4,1	3,8	4,5	3,6
1968	4,4	3,o	3,5	2,2	5,o	4,8	5,9	4,1
1969	2,o	o,7	1,5	1,8	1,5	4,2	2,9	2,1

Tabelle III.2.1o
Anteil der Überschätzungen bei ex-post-Prognosen mit unterschiedlichen Basisjahren

Basisjahr der Prognose	Überschätzung in v.H. bei den Sektoren							Durchschnitt für alle Sektoren
	1	2	3	4	5	6	7	
196o	3o	2o	3o	2o	2o	3o	3o	26
1961	56	78	44	78	56	78	67	65
1962	75	88	63	1oo	88	1oo	88	86
1963	57	57	57	86	71	86	57	67
1964	83	83	67	83	1oo	1oo	83	71
1965	1oo	1oo	1oo	1oo	1oo	1oo	1oo	1oo
1966	1oo	1oo	1oo	1oo	1oo	1oo	1oo	1oo
1967	o	o	o	o	33	33	33	14
1968	o	o	o	o	o	o	o	o
1969	o	o	o	1oo	o	o	o	14

Tabelle III.2.11

Prognosefehler im Jahre 197o bei ex-post-Prognosen mit unterschiedlichen Basisjahren

Basisjahr der Prognose	Prognosefehler im Jahre 197o in v.H. bei den Sektoren:							Durchschnitt für alle Sektoren (absolut)
	1	2	3	4	5	6	7	
196o	-1,4	-o,5	-1,7	+2,9	-o,3	-2,2	-2,4	1,6
1961	+3,1	+3,5	+3,o	+8,o	+4,2	+2,5	+2,8	3,6
1962	+5,3	+5,5	+5,3	+1o,5	+6,3	+4,8	+5,4	6,2
1963	+2,5	+2,2	+3,9	+7,7	+2,7	+3,3	+2.8	3,6
1964	+5,3	+5,6	+5,3	+1o,6	+6,4	+4,8	+5,4	6,2
1965	+7,5	+7,5	+7,5	+13,o	+8,5	+7,1	+8,o	8,4
1966	+3,5	+3,9	+3,4	+8,5	+4,5	+2,8	+3,3	4,3
1967	-5,9	-4,7	-6,6	-2,6	-4,9	-6,9	-7,9	5,6
1968	-5,3	-4,o	-5,7	-2,1	-4,3	-6,4	-7,o	5,o
1969	-2,o	-o,7	-1,5	+1,8	-1,5	-4,2	-2,9	2,1

Tabelle III.2.12

Im Jahr 197o erreichte Wachstumsrate der Sektoreinnahmen bei ex-post-Prognosen mit unterschiedlichen Basisjahren

Basisjahr der Prognose	Wachstumsrate im Jahre 197o in v.H. bei den Sektoren:						
	1	2	3	4	5	6	7
196o	1o,4	9,3	11,o	11,6	1o,3	11,o	12,6
1961	1o,6	9,5	11,2	11,8	1o,4	11,2	12,7
1962	1o,7	9,6	11,3	11,8	1o,5	11,3	12,8
1963	1o,6	9,5	11,2	11,8	1o,4	11,2	12,7
1964	1o,7	9,6	11,2	11,8	1o,5	11,3	12,8
1965	1o,8	9,7	11,3	11,7	1o,6	11,4	12,8
1966	1o,6	9,6	11,3	12,1	1o,4	11,1	12,8
1967	1o,3	9,1	1o,7	9,o	1o,2	11,1	12,6
1968	1o,2	9,3	11,2	1o,5	9,7	11,2	12,8
1969	1o,1	11,o	14,7	12,2	6,3	1o,2	12,2

Anders ist dies jedoch bei der absoluten Höhe der Sektoreinnahmen. Bei Betrachtung der Tabelle III.2.1o zeigt sich nämlich, daß das Modell je nach der Wahl des Startjahres dazu neigt, das Niveau der Sektoreinnahmen zu überschätzen oder zu unterschätzen. Nur die beiden Simulationen mit den Startjahren 1961 und 1963 ergaben ein fast ausgewogenes Verhältnis von zu hohen und zu geringen Schätzwerten gegenüber den beobachteten Werten.

Ganz ausgeprägt ist die Fehlschätzung des Niveaus in den Simulationen, deren Startjahre entweder kurz vor oder während der Konjunkturkrise des Jahres 1967 lagen. Im ersten Fall wurden die Werte für die folgenden Jahre natürlich weit überschätzt, im zweiten Fall erfolgt zwangsläufig eine entsprechende Unterschätzung der tatsächlichen Sektoreinnahmen.

Simulationen mit späteren Startjahren lassen keine sinnvollen Aussagen zu, weil der verbleibende Vergleichszeitraum nur zwei bzw. eine Periode umfaßt. Den Tabellen III.2.9 u. III.2.1o läßt sich entnehmen, daß in der Regel mit zunehmender systematischer Fehlschätzung des Niveaus der Sektoreinnahmen auch der mittlere absolute Prognosefehler zunimmt. So beträgt dieser Fehler bei der Simulation mit dem Startjahr 1965 mit 9 % fast das Dreifache des Fehlers, der sich bei den Prognosen mit den Basisjahren 196o und 1961 ergab.

Diese beiden Startjahre liefern insgesamt gesehen die besten Ergebnisse für die ex-post-Prognose, wobei dem Jahr 1961 wegen des etwas geringeren Prognosefehlers und des etwas ausgewogeneren Verhältnisses von Unter- und Überschätzungen eigentlich der Vorzu zu geben wäre. Da jedoch das Startjahr 196o im letzten Jahr der Referenzperiode und damit im Ausgangsjahr für den echten Prognosezeitraum mit nur 1,6 % durchschnittlichen absoluten Abweichungen gegenüber 3,6 % beim Startjahr 1961 wesentlich bessere Ergebnisse liefert,

wurden die Werte aus 1960 sowohl für die ex-post-Prognose als auch für die echte Prognose über die Referenzperiode hinaus benutzt.

Bevor wir jedoch die Ergebnisse der ex-ante-Prognose vorstellen, werden wir zunächst die charakteristischen Eigenschaften des einfachen Mehr-Sektoren-Modells untersuchen. Dies geschieht im folgenden Abschnitt.

Dritter Abschnitt: Die Eigenschaften des Modells I

1. Stabilitätsanalyse

a) Die charakteristischen Wurzeln

Wie wir im ersten Kapitel gezeigt haben, hängt der charakteristische Verlauf der Sektoreinnahmen letztlich nur von demjenigen Eigenwert der Matrix A ab, der dem Betrage nach der größte von allen Eigenwerten ist. Diesen Eigenwert bezeichnet man demnach auch als dominante Wurzel $\lambda(A)$.

Will man also allgemeingültige Aussagen über die charakteristische Entwicklung der Sektoreinnahmen im Zeitablauf machen, so müssen die Eigenwerte der Matrix der Ausgabekoeffizienten berechnet werden. Diese Berechnung stellte für größere Matrizen so lange ein erhebliches Problem dar, wie noch keine leistungsfähigen elektronischen Datenverarbeitungsanlagen dafür eingesetzt werden konnten.[1] Heute kann dazu weitgehend auf standardisierte Programme zurückgegriffen werden, wie dies auch in unserem Fall geschah.

---

1 Zu den Möglichkeiten, die charakteristischen Wurzeln eines Sektorenmodells ohne den Einsatz von EDV-Anlagen zu berechnen, dessen charakteristische Gleichung aus einem Polynom 10. Grades bestand, vgl. J. Schumann: Die Sektorenanalyse als Instrument konjunkturtheoretischer Untersuchungen, a.a.O., S. 73 - 81 und S. 93 -100. Zur Genauigkeit dieser Berechnung vgl. S. 183 f der vorliegenden Arbeit.

Für die Matrix A der Ausgabekoeffizienten ergaben sich folgende Werte für die charakteristischen Wurzeln, dem Absolutbetrage nach geordnet:

Tabelle III.3.1
Die charakteristischen Wurzeln des Modells I

Realteil	Imaginärteil	Absolutbetrag
1,14974	-	1,14974
- o,44o54	-	o,44o54
o,13448	o,22o42	o,25821
o,13448	-o,22o42	o,25821
- o,11323	o,o9277	o,14638
- o,11323	-o,o9277	o,14638
- o,oo568	-	o,oo568

Von den insgesamt sieben Eigenwerten sind also nur drei reell, vier Eigenwerte sind komplex. Zwei von den drei reellen Eigenwerten sind negativ, nur einer ist positiv. Diese einzige positive charakteristische Wurzel ist gleichzeitig auch dem Absolutbetrag nach die größte und damit die dominante Wurzel $\lambda(A)$ des Differenzengleichungssystems.

Da die dominante Wurzel größer als eins ist, bedeutet dies, daß sich die Sektoreinnahmen mit fortschreitender Zeit keinem Grenzwert nähern, sondern stetig wachsen. Wohl nähert sich die Wachstumsrate der Einnahmen einem Grenzwert an, der durch die dominante Wurzel bestimmt ist:

(III.3.1) $w_Y = \lambda(A) - 1 = o,14974.$

Diese Wachstumsrate gilt für alle Sektoren einheitlich, so daß

sich im Endzustand feste Proportionen für alle Sektoren gebildet haben.[1] Diesen Zustand des Systems können wir als "dynamisches Gleichgewicht", die dabei realisierte Wachstumsrate als "gleichgewichtige Wachstumsrate" bezeichnen.

Nach der Stabilitätsdefinition, wie sie von Samuelson aufgestellt wurde[2], müßte man das System also als instabil bezeichnen, weil von keiner Ausgangslage, in der positive und damit plausible Gesamteinnahmen der Sektoren vorausgesetzt werden, für die endogenen Variablen ein fester Gleichgewichtswert erreicht wird.

Dieser Stabilitätsbegriff erweist sich jedoch als wenig zweckmäßig, wenn man Prozesse analysieren will, die dadurch gekennzeichnet sind, daß sie ein Wachstum der zu betrachtenden ökonomischen Größen von vornherein voraussetzen. So hat sich vornehmlich in der Wachstumstheorie auch ein anderer, mehr dynamisch orientierter Stabilitätsbegriff eingebürgert. Nach ihm sind makroökonomische Modelle dann als stabil zu bezeichnen, wenn "nach jeder Abweichung vom Gleichgewichtspfad die in dem Modell dargestellte Wirtschaft wieder zum Gleichgewichtspfad zurückkehrt."[3]

---

1 Vgl. dazu die Ausführungen auf S. 15 f.

2 Nach Samuelson ist ein System dann als stabil zu bezeichnen, "...if from any initial conditions all the variables approach their equilibrium values in the limit as time becomes infinite...". Vgl. dazu A. Samuelson, Foundations of Economic Analysis, Cambridge (Mass.) 2nd printing, 1948, S. 261 (Hervorhebung vom Verf.)

3 W. Krelle und G. Gabisch: Wachstumstheorie, Berlin, Heidelberg, New York 1972, S. 4o. Mit dem Begriff "Gleichgewichtspfad" ist dabei in der Regel ein Wachstumspfad gekennzeichnet, auf dem bestimmte Schlüsselgrößen des Modells wie Kapitalintensität oder Kapitalkoeffizient keine Änderung erfahren. Zwar kommen in unserem Modell ähnliche Größen nicht vor, doch läßt sich analog auch hier von einem "gleichgewichtigen" Wachstum sprechen, weil sich die Proportionen der unterschiedenen Sektoren im Endzustand nicht mehr ändern.

Genau dies ist aber bei dem hier vorgestellten Modell I der Fall.[1] Da es im wesentlichen Wachstumsprozesse beschreibt, können wir ohne Bedenken auch den entsprechenden Stabilitätsbegriff darauf anwenden und also feststellen, daß es sich unter diesem Aspekt um ein stabiles Modell handelt.

b) Der Eigenvektor zur dominanten Wurzel

Wie bereits mehrfach angeführt und im I. Kapitel gezeigt wurde[1], streben die Sektoren im Zeitablauf festen Proportionen zu. Diese Proportionen haben wir relative Sektoranteile genannt. Sie sind mit den Proportionen des zum maximalen Eigenwert $\lambda(A)$ und der Matrix A zugehörigen Eigenvektors $v(A)$ identisch. Da dieser Vektor nur bis auf ein Vielfaches eindeutig bestimmt ist, kann man durch geeignete Normierung erreichen, daß seine Elemente gleich als die in Prozentwerten ausgedrückten Sektoranteile aus der Berechnung resultieren.

Das Ergebnis dieser Rechnung enthält die folgende Tabelle:

---

1 Solche Abweichungen vom einmal erreichten Gleichgewichtspfad können z.B. durch einmalige oder dauernd wirksame Änderungen der autonomen Ausgaben C_{ij} der Sektoren bewirkt werden. Änderungen der Ausgabekoeffizienten a_{ij} führen dagegen in der Regel zu anderen charakteristischen Wurzeln und damit auch zu einem anderen Wachstumspfad. Zu diesem Problem vgl. S. 125 ff.

2 Siehe S. 15 f.

Tabelle III.3.2
Der Eigenvektor zur dominanten Wurzel λ (A) des Modells I, normiert auf prozentuale Sektoranteile

Sektor	Sektoranteile in v.H.
Unternehmen	63,3o
Selbständige	4,48
Arbeitnehmer	13,51
Rentner	2,67
Gebietskörperschaften	6,12
Sozialversicherung	3,66
Ausland	6,26

Wie man sieht, ergeben sich für alle Sektoren plausible Werte, da die einzelnen Elemente des Eigenvektors zur dominanten Wurzel nicht wesentlich von den in der Referenzperiode des Modells tatsächlich realisierten Sektoranteilen abweichen. Die Ergebnisse der ex-ante Prognose werden zeigen, daß diese Grenzwerte im Jahre 198o von allen sieben Sektoren schon weitgehend erreicht sind.[1]

c) Die totalen Ausgabekoeffizienten der Sektoren

Weil alle Ausgaben A_{ij}^{t} eines Sektors j in der Periode t von derselben Variablen Y_{j}^{t-1} abhängen, kann man durch die Summierung über alle entsprechenden Ausgabenfunktionen eine Gesamtausgabenfunktion für jeden Sektor bilden:

$$(III.3.2) \quad A_{j}^{t} = \sum_{i=1}^{7} (a_{ij} Y_{j}^{t-1} + C_{ij}) \quad \text{oder}$$

1 Vgl. dazu Tab. III.4.4 auf S. 139 .

$$(III.3.3) \quad A_j^t = a_j Y_j^{t-1} + C_j,$$

wobei

$$a_j = \sum_{i=1}^{7} a_{ij}$$

die Summe aller partiellen Ausgabekoeffizienten des Sektors j und $C_j = \sum_{i=1}^{7} c_{ij}$ die Summe aller autonomen Ausgaben des Sektors j darstellt. Fortan wird a_j daher auch als "totaler Ausgabekoeffizient" bezeichnet, weil er Aussagen über das gesamte Ausgabeverhalten des Sektors j ermöglicht.

Unter Verwendung der Regressionsergebnisse für die einzelnen Ausgabefunktionen[1] erhält man nach dem oben beschriebenen Verfahren die in der folgenden Tabelle aufgeführten Werte für die totalen Ausgabekoeffizienten und die autonomen Ausgaben der sieben Sektoren.

Tabelle III.3.3
Die totalen Ausgabekoeffizienten und die autonomen Ausgaben der Sektoren

Sektor	Totaler Ausgabekoeff.	Autonome Ausgaben in Mio DM
Unternehmen	1,19079	- 75.411
Selbständige	0,94271	- 13.130
Arbeitnehmer	0,99522	2.058
Rentner	0,98009	1.012
Gebietskörperschaften	1,14828	- 6.774
Sozialvers.	1,17050	- 8.286
Ausland	1,27182	- 12.806

1 Siehe dazu die Tabellen A8 bis A44 im Anhang, S. 206-242.

Geht man einmal davon aus, daß die Sektoreinnahmen nicht wachsen, sondern konstant sind, und abstrahiert man gleichzeitig von den autonomen Ausgaben der Sektoren, dann sieht man sofort die Bedeutung der Höhe der totalen Ausgabekoeffizienten für das Ausgabeverhalten der Sektoren. Gleichung (III.3.3) läßt sich in diesem Fall nämlich reduzieren auf

$$(III.3.4) \quad A_j^t = a_j Y_j^t \; .$$

Je nachdem, ob nun $a_j > 1$ oder $a_j < 1$ ist, bildet der entsprechende Sektor j ständig Defizite oder Ersparnisse.

Aber auch im Falle wachsender Sektoreinnahmen und autonomer Sektorausgaben läßt sich die Bedeutung von a_j für das gesamte Ausgabeverhalten eines Sektors j allgemein nachweisen. Bezeichnet man die Differenz zwischen den Gesamteinnahmen eines Sektors j in der Periode t und seinen Gesamtausgaben in der gleichen Periode mit D_j^t, so läßt sich dafür folgende Gleichung aufstellen:

$$(III.3.5) \quad D_j^t = Y_j^t - A_j^t .$$

Wachsen die Einnahmen dieses Sektors in der Periode t mit der im Zeitablauf sich ändernden Rate $w_{y_j}t$, dann läßt sich (III.3.5) unter Verwendung der Beziehung (III.3.3) auch so formulieren:

$$(III.3.6) \quad D_j^t = Y_j^{t-1} \cdot (1+w_{y_j}t) - a_j Y_j^{t-1} - C_j$$

Sieht man wieder von der Existenz von C_j ab, so gilt

(III.3.7) $D_j^t > 0$, wenn $(1 + w_{y_j} t) > a_j$ und

(III.3.8) $D_j^t < 0$, wenn $(1 + w_{y_j} t) < a_j$ ist.

Die Beziehung (III.3.7) gilt aber auch immer dann, wenn gleichzeitig $C_j < 0$ und (III.3.8) gilt weiter, wenn $C_j > 0$.

Lediglich in den Fällen, in denen

(III.3.9) $(1 + w_{y_j} t) > a_j$ und gleichzeitig

$C_j > 0$ oder

(III.3.1o) $(1 + w_{y_j} t) < a_j$ und gleichzeitig

$C_j < 0$ ist,

kann die absolute Höhe von C_j ausschlaggebend dafür sein, daß trotz eines gegenüber dem totalen Ausgabekoeffizienten a_j größeren (kleineren) Wachstumsfaktors $(1 + w_{y_j} t)$ ein Defizit (Überschuß) entsteht.

Wie entsprechende Rechnungen zeigten, war dies bei den Gebietskörperschaften und der Sozialversicherung auch der Fall. Bei allen anderen Sektoren spielten die autonomen Ausgaben dagegen keine Rolle. Als ständig defizitär erscheinen demnach die Unternehmen und das Ausland, während die drei Haushaltssektoren laufend Einnahmenüberschüsse, also Ersparnisse bilden. Die Gebietskörperschaften bilden nur Überschüsse während der Referenzperiode, für die Sozialversicherung werden erst ab 1975 vom Modell ständig Defizite errechnet.

2. Sensitivitätsanalyse

Nachdem gezeigt wurde, daß das Modell I dem in der Wachstumstheorie gebräuchlichen Stabilitätsbegriff genügt, soll nun untersucht werden, wie empfindlich das Modell auf Änderungen der Ausgabegewohnheiten der Sektoren reagiert.

Da zu erwarten ist, daß die Parameter der Ausgabenfunktionen sich - wenn auch nur langsam - im Zeitablauf ändern, hängt die Zuverlässigkeit der Prognoseergebnisse über den Referenzzeitraum hinaus weitgehend davon ab, wie stark das System bei solchen Änderungen in seinen grundsätzlichen Eigenschaften tangiert wird.

In der Sensitivitätsanalyse wird daher untersucht, in welchem Ausmaß Änderungen einzelner Elemente der Koeffizientenmatrix A

1. eine Änderung der charakteristischen Wurzeln des Modells bewirken. Insbesondere wird dabei geprüft, ob sich bei Koeffizientenänderungen von plausiblen Ausmaßen auch komplexe Zahlen als maximale Eigenwerte ergeben können. Dies hätte erhebliche Auswirkungen auf die Stabilität des Modells.

2. eine Änderung desjenigen Eigenvektors zur Folge hat, der zum maximalen Eigenwert gehört. Dadurch kann die Abhängigkeit der Änderungen der relativen Sektoranteile von Änderungen einzelner Ausgabenkoeffizienten festgestellt werden.

a) Sätze im Zusammenhang mit dem Theorem von Frobenius und Perron

Für irreduzible[1], primitive[2] Matrizen, deren Elemente alle die Bedingung $a_{ij} \geq 0$ erfüllen, haben Frobenius und Perron ein Theorem entwickelt, welches allgemeine Aussagen über den maximalen Eigenwert dieser Matrizen und den ihm zugehörigen Eigenvektor erlaubt.

Wenn sich erweisen sollte, daß die Koeffizientenmatrix A des Modells I die notwendigen Voraussetzungen erfüllt, ließen sich auch die Aussagen dieses Theorems auf das Modell anwenden.

Wie aus Gleichung (II.4.46) zu ersehen ist, wird die Nichtnegativitätsbedingung der Matrix A durch das Element a_{26} verletzt. Dieses Element ist jedoch der Schätzparameter einer Variablen, die der 4. Kategorie angehört und damit für die Struktur des monetären Einkommenskreislaufs völlig unbedeutend ist.[3] Da diese Transaktion zudem in der Referenzperiode keinem eindeutigen Trend unterlag[4], läßt sich der Wert dieser Variablen in jedem Jahr statt durch die Schätzwerte der Ausgabenfunktionen annähernd durch das arithmetische Mittel der beobachteten Werte beschreiben.[5] Die Transaktion wird dann als völlig exogen angesehen und an der betreffenden Stelle der Koeffizientenmatrix

---

1 Irreduzibel oder unzerlegbar nennt man eine Matrix M dann, wenn sie nach keiner simultanen Zeilen- und Spaltenvertauschung in der Form

(III.3.11) $$M = \begin{bmatrix} M_{11} & M_{12} \\ 0 & M_{22} \end{bmatrix}$$

angeschrieben werden kann, wobei M_{11} und M_{22} quadratische Untermatrizen sein müssen. Vgl. dazu F.R. Gantmacher: Matrizenrechnung, Teil II, 2. Aufl., Berlin (DDR) 1966, S. 44.

2 Irreduzible Matrizen sind z.B. schon dann primitiv, wenn mindestens ein Element auf der Hauptdiagonalen $m_{ii} \neq 0$ ist. Vgl. A. Takayama: Mathematical Economics, Hinsdale (Illinois) 1974, S. 378.

3 Es handelt sich dabei um die Leistungen der Sozialversicherung an die Selbständigen.

4 Vgl. dazu Tabelle A35, S. 233 im Anhang.

5 Dieser Wert beträgt 545 Mio DM.

wird das Element a_{26} gleich Null gesetzt.

Die Berechnungen mit dieser so geringfügig geänderten Koeffizientenmatrix A', die nun völlig der Nichtnegativitätsbedingung genügte, ergaben dann auch nur verschwindend geringe Abweichungen für die Eigenwerte und den Eigenvektor des maximalen Eigenwerts, wie folgende Gegenüberstellung zeigt:

Tabelle III.3.4
Eigenwerte und Eigenvektor zum maximalen Eigenwert der ursprünglichen und der geänderten Koeffizientenmatrix

Eigenwerte von		Eigenvektor zu	
A	A'	$\lambda(A)$	$\lambda(A')$
1,14974	1,14986	63,3o	63,3o
-o,44o54	-o,44o98	4,48	4,49
o,25821*	o,258o6*	13,51	13,51
o,25821*	o,258o6*	2,67	2,67
o,14638*	o,14583*	6,12	6,12
o,14638*	o,14583*	3,66	3,66
-o,oo561	-o,oo572	6,26	6,25

* Bei den so gekennzeichneten handelt es sich um komplexe Eigenwerte, die nur mit ihrem Absolutbetrag angegeben sind.

Obwohl hier der theoretische Beweis dafür nicht geführt werden kann, läßt sich doch anhand dieser Ergebnisse absehen, daß sich die Aussagen, die mit Hilfe des Theorems von Frobenius und Perron über die Eigenschaften der geänderten Matrix A' gemacht werden können, wegen der geringfügigen Bedeutung des Elements a_{26} unverändert auf die Originalmatrix A übertragen lassen und somit auch Gültigkeit für das ursprüngliche Modell I besitzen.

Da zwei Elemente der Hauptdiagonalen ungleich Null sind (a_{11} und a_{55}) und sich keine Gruppe von Sektoren finden läßt, die nur Einnahmen - auch von außerhalb der Gruppe - empfängt, aber keine Ausgaben an Sektoren außerhalb der Gruppe tätigt[1], sind auch die beiden anderen Voraussetzungen erfüllt.

Nach Frobenius und Perron gilt:[2]

Satz 1: Alle irreduziblen, primitiven Matrizen A $(A \geq 0)$ besitzen einen reellen, positiven Eigenwert $\lambda(A)$ der dem Betrage nach größer als alle anderen Eigenwerte und demnach maximaler Eigenwert ist.

Satz 2: Zu diesem maximalen Eigenwert $\lambda(A)$ gibt es einen positiven Eigenvektor $v(A)$, der bis auf ein Vielfaches eindeutig bestimmt ist.

Satz 3: Erfüllen zwei Matrizen A und B die oben erwähnten Bedingungen und ist $A > B$, so gilt auch für die maximalen Eigenwerte $\lambda(A) > \lambda(B)$

Satz 4: Das Minimum aller Spaltensummen einer Matrix A, welche die Bedingungen erfüllt, ist kleiner als der maximale Eigenwert $\lambda(A)$ und das Maximum der Spaltensummen ist größer als dieser Eigenwert. Entsprechendes gilt für die Zeilensummen.

Satz 5: Der maximale Eigenwert dieser Matrix ist das mit den Elementen des zugehörigen Eigenvektors $v(A)$ gewichtete arithmetische Mittel der Spaltensummen.[3]

---

1 Es ist zugelassen, daß dabei eine Gruppe nur aus einem Sektor besteht. Diese ökonomische Interpretation entspricht genau der mathematischen Definition der Irreduzibilität, wie man sich leicht anhand der Gleichung (III.3.11) in der Anmerkung auf S. 12o klarmachen kann. In dieser Gleichung gehören die Elemente der Untermatrix M_{11} zu einer solchen Gruppe.

2 Zum Beweis vgl. F.R. Gantmacher: Matrizenrechnung, Teil II, a.a.O., S. 46 ff.

3 Die Spaltensummen der Matrix A des Modells I sind die bereits erwähnten totalen Ausgabekoeffizienten der Sektoren. Vgl. dazu S. 115f.

Setzt man voraus, daß sich die im Zeitablauf vollziehenden Änderungen der Ausgabekoeffizienten nur in solchen Grenzen bewegen, die diese Koeffizienten nicht negativ werden lassen, so daß die Bedingung $A \geq 0$ für die Matrix A' erfüllt bleibt, dann können aus den oben angeführten Sätzen folgende Aussagen für das Modell I allgemeingültig abgeleitet werden.

1. Da der zu der Koeffizientenmatrix A gehörige maximale Eigenwert $\lambda(A)$ immer reell und positiv ist, kann die durch das Modell beschriebene Entwicklung der Sektoreinnahmen langfristig niemals in zweiperiodigen Oszillationen oder in mehrperiodischen Schwingungen erfolgen, sondern verläuft monoton steigend oder monoton fallend.

2. Es ist sichergestellt, daß die gleichgewichtigen Sektorproportionen immer in ökonomisch möglichen Bereichen liegen, weil kein Sektoranteil negativ werden kann.

3. Resultiert aus der empirisch gewonnenen Koeffizientenmatrix für das Modell langfristig ein gleichgewichtiges Wachstum, so führt eine Erhöhung (Senkung) eines oder mehrerer Ausgabekoeffizienten - ceteris paribus - zu einer Erhöhung (Senkung) der gleichgewichtigen Wachstumsrate.[1] Da das hier analysierte Modell I auf einer schematischen Erweiterung des einfachen dynamischen Keynesschen Multiplikatormodells mit nur einem Sektor beruht, läßt sich ein direkter Vergleich ziehen. Formal kann das Ein-Sektor-Modell durch die Gleichungen

(III.3.12) $Y_t = C_t + \bar{I}$ und

(III.3.13) $C_t = \bar{C} + cY_{t-1}$

1 In Grenzfällen ist auch der Übergang von einer schrumpfenden zu einer wachsenden Wirtschaft (und umgekehrt) denkbar.

beschrieben werden.[1] Die Lösung der aus den beiden Gleichungen gebildeten einzelnen Differenzengleichung lautet dann:

$$(III.3.14) \quad Y_t = \left(Y_o + \frac{\bar{A}}{c-1}\right) (c)^t + \frac{\bar{A}}{1-c} \quad .^2$$

In diesem einfachen Multiplikator-Modell vollzieht sich die langfristige Entwicklung der Wirtschaft in Form eines stetigen Wachstums mit der Rate

$$(III.3.15) \quad w_Y = c - 1 \ ,$$

wenn für den Ausgabekoeffizienten c die Bedingung $c > 1$ erfüllt ist.[3] Wie man sofort sieht, ist auch hier die Wachstumsrate um so höher (niedriger), je größer (kleiner) der Ausgabekoeffizient c gewählt wird. Die Ergebnisse, die sich für das Mehr-Sektoren-Modell ergeben, entsprechen im Prinzip also genau dem Ergebnis, welches sich aus dem einfachen dynamischen Multiplikatormodell ableiten läßt.

Neben der Ableitung dieser allgemeingültigen Aussagen über die Änderung der charakteristischen Eigenschaften des Modells I wurde in einem weiteren Schritt mit Hilfe von Simulationsrechnungen versucht, daß Ausmaß der Änderungen abzuschätzen, die sich für die gleichgewichtige Wachstumsrate und die Sektoranteile bei Variation ausgewählter Ausgabekoeffizienten ergeben.

---

1 Die Symbole haben die in der Beschäftigungstheorie übliche Bedeutung: Y = Sozialprodukt, C = Konsum, $\bar{I}$ = autonome Investition, $\bar{C}$ = autonomer Konsum, c = Grenzhang zum Konsum.

2 Darin stellt $\bar{A}$ die Summe aus $\bar{C}$ und $\bar{I}$ dar.

3 Es läßt sich zeigen, daß dies ohne ständige Verschuldung der Konsumenten möglich ist, weil auf dem Gleichgewichtspfad $C_t = c \cdot Y_{t-1}$ und $Y_t = cY_{t-1}$, also $C_t = Y_t$ gilt.

b) Simulationsergebnisse bei partieller Koeffizientenvariation

Es ist einleuchtend, daß nur ein ganz geringer Teil der theoretisch möglichen Koeffizientenvariationen durchgeführt und ausgewertet werden konnte. Bei der Festlegung der Koeffizienten und des Ausmaßes der Änderungen wurde nach folgenden Überlegungen vorgegangen. Bei der Schätzung der einzelnen Ausgabefunktionen erwies sich, daß für fünf Variablen der ersten beiden Kategorien die wahre Funktionsform durch den linearen Schätzansatz nur sehr unzulänglich approximiert werden konnte.[1] Es handelt sich dabei um die Variablen

A_{52} Direkte Steuern der Selbständigenhaushalte

A_{53} Direkte Steuern der Arbeitnehmerhaushalte

A_{61} Beiträge zur gesetzlichen Unfallversicherung und geleistete Einkommen aus Vermögen von den Unternehmen an die Sozialversicherung

A_{63} Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitnehmerhaushalte

A_{65} Zuschüsse der Gebietskörperschaften zur Sozialversicherung

Für diese Variablen wurden die Schätzergebnisse mit dem gleichen Ansatz, aber nur für die Jahre von 1966 - 197o neu berechnet, um eine bessere Annäherung an die entsprechenden Ausgabegewohnheiten der betreffenden Sektoren in der jüngsten Vergangenheit zu erreichen. Die dabei ermittelten Ausgabekoeffizienten wurden den Simulationen zugrunde gelegt. Folgende Tabelle enthält diese Ausgabekoeffizienten für die gesamte Referenzperiode und für den verkürzten Schätzzeitraum in Gegenüberstellung.

---

1 Vgl. dazu die Ausführungen auf S. 54 ff.

Tabelle III.3.5

Ausgewählte Ausgabekoeffizienten für die gesamte Referenzperiode und einen auf 5 Jahre verkürzten Schätzzeitraum

Ausgabekoeffizient	Referenzzeitraum	
	196o-7o	1966-7o
a_{52}	o,14759	o,1oo82
a_{53}	o,1467o	o,25742
a_{61}	o,oo465	o,oo283
a_{63}	o,23667	o,37254
a_{65}	o,o9o17	o,o4846

Diese neu ermittelten Ausgabeparameter wurden nun jeweils einzeln anstelle der ursprünglichen Werte in die Koeffizientenmatrix eingesetzt und daraus die Eigenwerte und die Eigenvektoren zum maximalen Eigenwert errechnet. Neben diesen fünf Ergebnissen für die partielle Variation jeweils eines Ausgabekoeffizienten wurden in einem sechsten Simulationslauf alle fünf Änderungen gleichzeitig berücksichtigt. Bei diesen Berechnungen ergaben sich die folgenden Ergebnisse, die mit den entsprechenden Werten für die Originalmatrix zu vergleichen sind:

Tabelle III.3.6

Gleichgewichtige Wachstumsrate und relative Sektoranteile bei Variation ausgewählter Ausgabekoeffizienten

Variierte Ausgabekoeffizienten	Gleichgewichtige Wachstumsrate in v.H.	Anteile der Sektoren (v.H.)						
		1	2	3	4	5	6	7
a_{52} (-)	1,14774	63,46	4,5o	13,5o	2,66	5,96	3,65	6,28
a_{53} (+)	1,16416	62,17	4,37	13,64	2,72	7,28	3,72	6,1o
a_{61} (-)	1,14865	63,39	4,49	13,54	2,61	6,13	3,57	6,27
a_{63} (+)	1,16676	61,94	4,32	13,19	3,48	5,97	5,o6	6,o4
a_{65} (-)	1,14736	63,5o	4,51	13,56	2,54	6,14	3,46	6,29
a_{52}/a_{65}	1,1754o	61,29	4,26	13,36	3,34	6,98	4,81	5,96
Originalmatrix	1,14974	63,3o	4,48	13,51	2,67	6,12	3,66	6,26

(-) bedeutet eine Verminderung dieses Koeffizienten gegenüber dem Wert in der Originalmatrix,

(+) entsprechend eine Erhöhung bei der Simulation

Wie man sieht, entsprechen die Veränderungen der Wachstumsraten bei partieller Variation der Koeffizienten genau dem zuvor angegebenen Satz, wonach Erhöhungen eines einzelnen Koeffizienten ceteris paribus zu einem Ansteigen der gleichgewichtigen Wachstumsrate führen und umgekehrt. Die Veränderungen sind jedoch nicht sehr groß. Wenn man nun bedenkt, daß die hier vorgenommenen Koeffizientenänderungen aufgrund der Fehlspezifikation der zugrunde liegenden Schätzfunktion wohl an der Obergrenze dessen liegen, was im allgemeinen über einen Zeitraum von fünf bis sieben Jahren bei den besser approximierten Variablen zu erwarten ist, so läßt sich die Behauptung vertreten, daß das Modell I bezüglich der langfristig resultierenden Wachstumsrate auf plausible Änderungen der Ausgabegewohnheiten der Sektoren nicht sehr sensibel reagiert. Dies gilt umso mehr, weil Vergrößerungen einzelner

Ausgabekoeffizienten im Zeitablauf durch gleichzeitig stattfindende Verminderungen anderer Koeffizienten kompensiert werden können.

Im großen und ganzen trifft diese Feststellung auch auf die relativen Sektoranteile zu. Anhand der Ergebnisse der fünf ersten Simulationen läßt sich dazu noch eine weitere Eigenschaft des Modells vermuten, für die jedoch ein mathematischer Beweis nicht erbracht werden kann. Demnach gewinnt derjenige Sektor in der Gleichgewichtsstruktur relativ an Bedeutung, der durch die Veränderung eines einzelnen Ausgabekoeffizienten begünstigt wird und umgekehrt. In den Fällen, in denen einzelne Sektoren den Großteil ihrer Einnahmen von dem begünstigten bzw. benachteiligten Sektor empfangen, läßt sich die Wirkung einer Koeffizientenänderung auch noch einen Schritt weiter verfolgen. Die Parameteränderung für die Variable A_{63} (Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitnehmerhaushalte) bewirkt zunächst eine Erhöhung des Anteils der Sozialversicherung (6. Sektor). Da die Rentnerhaushalte ihre Einnahmen im wesentlichen in Form von Leistungen seitens der Sozialversicherung beziehen, wirkt sich deren Anteilsverbesserung in der gleichen Weise auch für die Rentnerhaushalte selbst aus (4. Sektor). Entsprechend wirken sich die Parameteränderungen für die Variablen A_{61} und A_{65} aus, nur daß hier die Anteile der beiden betroffenen Sektoren sinken, weil die Parameter sich vermindert haben.

Ein derartiger Zusammenhang ist z.B. noch zwischen den Änderungen der Sektoranteile der Unternehmen (1. Sektor) und des Auslands (7. Sektor) feststellbar. Dieses bezieht auch den überwiegenden Teil seiner Einnahmen von einem Sektor, und zwar von den Unternehmen für die aus dem Ausland bezogenen Importe.

Wie die Simulationen ergaben, reagieren die einzelnen Elemente des zum maximalen Eigenwert der Koeffizientenmatrix gehörigen

Eigenvektors also ebenfalls nicht sehr empfindlich auf die Variation einzelner Ausgabekoeffizienten.

Diese Tatsache und der von vornherein hohe Sektoranteil der Unternehmen läßt im Zusammenhang mit der Aussage von Satz 5[1] den Schluß zu, daß stets ein maximaler Eigenwert $\lambda(A) > 1$ zu erwarten ist, solange sich die Koeffizienten nur in plausiblen Grenzen ändern. Man kann also sagen, daß das Modell nicht nur bei den gegebenen Koeffizienten eine stetige Expansion des monetären Einkommenskreislaufs beschreibt, sondern daß dies auch noch mit sehr hoher Wahrscheinlichkeit bei geänderten Koeffizienten der Fall sein wird, wenn diese Änderungen nicht willkürlich erfolgen, sondern sich in den Grenzen bewegen, die für die Koeffizienten mit fortschreitender Zeit tatsächlich zu erwarten sind.

1 Vgl. S. 122 . Aus diesem Satz kann man sofort ableiten, daß in allen Fällen kein Wachstum eintreten kann, in denen die Spaltensummen aller Sektoren kleiner als eins sind.

Vierter Abschnitt: Die ex-ante Prognose bis 198o

1. Die Prognoseeigenschaften eines Vergleichsmodells (195o - 196o)

Wie wir gesehen haben, liefert das Modell für die Referenzperiode von 196o bis 197o in der ex-post-Prognose recht gute Werte. Dies besagt jedoch nicht, daß auch in der Zeit nach 197o die Simulationsergebnisse mit den tatsächlichen Entwicklungstendenzen des Einkommenskreislaufs übereinstimmen müssen. Vor allen Dingen ist nicht bekannt, wie lange das für die Referenzperiode ermittelte Ausgabeverhalten der Sektoren auch über diesen Zeitraum hinaus noch annähernd Gültigkeit behält. Um Hinweise zur Beantwortung dieser Fragen zu bekommen, ist ein mit dem bisher vorgestellten Modell völlig identisches Modell, aber auf der Basis der Daten von 195o bis 196o erstellt worden, mit dem dann über diese Referenzperiode hinaus bis 197o die Sektoreinnahmen prognostiziert wurden. Einige Ergebnisse dieses Vergleichsmodells sind in zusammengefaßter Form in der folgenden Tabelle III.4.1 enthalten.

Als Ergebnis dieses Vergleichsmodells für die Zeit von 195o bis 196o läßt sich sagen, daß in den ersten fünf Jahren nach der Referenzperiode die Prognosefehler im Durchschnitt für alle Sektoren nicht größer sind als die Abweichungen innerhalb der Referenzperiode. Erst danach werden die Fehler deutlich größer, besonders in der zehnten Prognoseperiode. Dies hängt weitgehend damit zusammen, daß die dominierende charakteristische Wurzel dieses Systems bewirkt, daß alle Sektoreinnahmen langfristig nur mit einer Wachstumsrate von ca. 4 % zunehmen.[1] Die tatsächlichen Wachstums-

1 Der genaue Wert der dominanten Wurzel beträgt 1,o4254. In einem ebenfalls für den Einkommenskreislauf der BRD in den Jahren 195o - 196o von Jahnke erstellten Mehr-Sektoren-Modell der hier vorgestellten Art betrug die dominante Wurzel 1,o3993, was eine sehr gute Übereinstimmung bedeutet. Auch in diesem Modell waren die Wachstumsraten anfangs erheblich größer. Vgl. dazu W. Jahnke: Ökonometrische Untersuchungen über ein dynamisches Sektorenmodell für die Bundesrepublik Deutschland 1951 - 196o, Berlin 1966, S. 1o2.

T A B E L L E III.4.1

Vergleich der Ergebnisse unterschiedlicher Prognoseläufe mit einem Modell auf der Basis der Referenzperiode von 195o - 196o

Sektor	Mittlerer absoluter Fehler bei der				
	ex-post-Prognose von 1951 - 196o auf der Basis von 195o	Prognose von 1961 - 197o auf der Basis von		Prognose von 1961 - 1965 auf der Basis von	
		195o	196o	195o	196o
	in v.H.	in v.H.	in v.H.	in v.H.	in v.H.
Unternehmen	2,8	3,o	3,o	1,2	1,3
Selbständige	3,2	4,7	4,6	3,9	3,8
Arbeitnehmer	3,1	7,o	7,1	5,1	5,2
Rentner	5,6	6,1	5,8	3,4	2,8
Gebietskörperschaften	3,4	9,7	9,8	8,5	8,7
Sozialversicherung	5,2	2,5	2,5	1,1	1,4
Ausland	6,6	5,o	4,9	2,9	2,8
Insgesamt	4,3	5,4	5,4	3,7	3,7

raten der Sektoreinnahmen in der Dekade von 196o bis 197o lagen zum Teil schon erheblich über den vom Modell in dieser Zeitspanne simulierten Wachstumsraten von durchschnittlich noch 7,5 %. Dadurch ergibt sich für sechs der insgesamt sieben Sektoren in der Prognoseperiode 1965 - 197o eine systematische Unterschätzung der beobachteten Sektoreinnahmen, was sich jedoch auf die ebenfalls vorgenommene Simulierung der Entwicklung der relativen Sektoranteile kaum negativ ausgewirkt hat.

Interessant war ferner die Tatsache, daß von allen durchgeführten Prognosen mit unterschiedlichem Basisjahr diejenigen mit der Basis 195o und 196o die besten Ergebnisse lieferten. Da dies für das Jahr 196o auch bei der ex-post-Prognose des Modells für den Referenzzeitraum von 196o - 197o der Fall war, kann man schließen, daß dieses Jahr von konjunkturellen Störungen weitgehend frei war und sich somit als Ausgangsbasis für eine Prognose nach 197o am besten eignet. Aufgrund der Ergebnisse des Vergleichsmodells scheint es möglich, Prognosen bis zu einem Zeitraum von 1o Jahren über das Ende der Referenzperiode hinaus mit Hilfe des hier untersuchten Mehr-Sektoren-Modells zu erstellen. In diesem Zeitraum ändern sich anscheinend die Ausgabegewohnheiten der unterschiedenen Sektoren nur so langsam, daß eine Prognose noch als sinnvoll erscheinen kann, insbesondere, wenn weniger Wert auf die absolute Höhe der Sektoreinnahmen gelegt wird als auf die Vorhersage der Entwicklung der relativen Sektoranteile.

Der angenommene Prognosezeitraum von 1o Jahren entspricht dem Referenzzeitraum, der für die Schätzung der einzelnen Ausgabefunktionen zur Verfügung stand. Es ist auch bei anderen Modellen üblich, den Prognosezeitraum nicht größer zu wählen als die Referenzperiode lang war, um die Prognoseergebnisse nicht allzu unsicher werden zu lassen.

2. Die Ergebnisse der ex-ante-Prognose bis 198o

a) Die Anpassung in den Jahren 1971 und 1972

Glücklicherweise standen dem Verfasser nach Abschluß der Arbeiten an dem Modell die statistischen Werte der 37 für die Schätzung der Modellstruktur verwendeten Transaktionen aus den Jahren 1971 und 1972 zur Verfügung. Konnten sie daher auch nicht bei der Schätzung der Ausgabekoeffizienten berücksichtigt werden, so bestand doch die Möglichkeit, die Ergebnisse der Modellsimulation diesen beobachteten Werten gegenüberzustellen und so Aussagen über die Qualität der Prognose wenigstens in den ersten beiden Jahren des Prognosezeitraums zu gewinnen. Wie aus der nachfolgenden Tabelle ersichtlich ist, halten sich die Prognosefehler durchaus in der Größenordnung, die auch schon im Referenzzeitraum zu beobachten war. Dies gilt sowohl für die Prognose auf der Basis 196o als auch für den Simulationslauf mit den Anfangswerten von 1969, die beide die besten Ergebnisse von allen durchgeführten Prognosen lieferten. Eine systematische Über- oder Unterschätzung der tatsächlich beobachteten Sektoreinnahmen durch das Modell ist insgesamt nicht zu erkennen. Auch ein Trend zu größer werdenden Abweichungen mit weiterer Entfernung vom Ende der Referenzperiode ist aufgrund dieser beiden Vergleichsjahre nicht zu beobachten. Da beide Prognosen gleichwertige Ergebnisse für die Jahre 1971 und 1972 lieferten, beschränken sich die folgenden Analysen der Prognoseresultate auf den Lauf mit den Startwerten des Jahres 196o.

b) Die Entwicklung der Wachstumsraten

Wie bereits schon erwähnt wurde, entwickeln sich die Wachstumsraten der Einnahmen bei allen Sektoren nach anfänglichen Schwankungen kontinuierlich mit abnehmenden Zuwächsen bis zu einem bestimmten, für alle Sektoren einheitlichen Maximalwert, dessen Höhe von der dominierenden Wurzel des dem Modell zugrunde liegenden

T A B E L L E III.4.2

Die Anpassung der Prognoseergebnisse an die statistischen Daten von 1971 und 1972 für zwei Prognosen mit unterschiedlichen Startjahren

Sektor	Prozentuale Abweichungen der Prognoseergebnisse von den beobachteten Werten der Prognose auf der Basis von			
	1960		1969	
	1971	1972	1971	1972
Unternehmen	- 0,4	+ 2,7	- 0,9	+ 2,1
Selbständige	+ 2,4	+ 4,6	+ 1,8	+ 4,1
Arbeitnehmer	- 4,8	- 3,4	- 5,5	- 3,9
Rentner	+ 2,7	+ 2,2	+ 0,6	+ 2,1
Gebietskörperschaften	- 2,9	- 1,5	- 3,3	- 2,1
Sozialversicherung	- 4,4	- 6,4	- 4,5	- 7,1
Ausland	- 1,5	+ 2,6	- 2,2	+ 1,9

Differenzengleichungssystems abhängt. Da für die Prognose die Startwerte von 1960 verwendet wurden, sind die anfänglichen Schwankungen der Wachstumsraten im Jahre 1971, dem ersten Jahr der Prognose, längst überwunden. Wie sich die Zuwachsraten von diesem Zeitpunkt bis zum Ende der Prognoseperiode in jedem Sektor entwickelt haben, ist in der folgenden Tabelle dargestellt. Es zeigt sich deutlich, daß die Differenz in den Wachstumsraten von Sektor zu Sektor in dem betrachteten Zehnjahreszeitraum bereits erheblich abgenommen hat. Betrug diese Differenz im Jahre 1971 zwischen den am langsamsten wachsenden Einnahmen der Selbständigenhaushalte und den am schnellsten zunehmenden Einnahmen des Auslandssektors noch 3,09 Prozentpunkte, so verminderte sie sich bis zum Jahre 1980 auf nur noch 1,29 Prozentpunkte. Die Sektoren mit anfangs geringerer Wachstumsrate erfahren also eine beträchtlich stärkere Zunahme ihrer Raten als die bereits anfangs rascher expandierenden Sektoren.

Aus der entsprechenden Analyse innerhalb des Abschnittes über die Eigenschaften des Modells ist bekannt, daß die von allen Sektoren einmal realisierte größte Wachstumsrate 14,94 % beträgt. Diesem Wert hat sich die Wachstumsrate des Auslandssektors im Jahre 1980 schon weitgehend angenähert.

Bei der Einschätzung dieser doch als extrem hoch zu bezeichnenden Wachstumsraten sind zwei Gesichtspunkte zu berücksichtigen:

1. Das Modell ist nicht in der Lage, konjunkturelle Schwankungen nachzuvollziehen und eventuell zu prognostizieren, sondern simuliert eine völlig störungsfrei verlaufende Expansion des monetären Einkommenskreislaufs der Volkswirtschaft der BRD. Dadurch werden konjunkturell bedingte Wachstumsverluste, die in der Realität auftreten können, von vornherein nicht berücksichtigt. Es scheint jedoch, als ob diese Tatsache für eine längerfristige Betrachtung nicht von ausschlaggebender Bedeutung zu sein braucht. Denn zumindest für die Konjunkturkrise der Jahre 1966 - 1968 gilt, daß auf die damit verbundene starke Abnahme der

T A B E L L E III.4.3

Die Wachstumsraten der Sektoreinnahmen in den Jahren 1971 und 198o

Sektor	Wachstumsrate in v.H.	
	1971	198o
Unternehmen	1o,83	13,5o
Selbständige	9,8o	13,o2
Arbeitnehmer	11,39	13,74
Rentner	11,97	13,98
Gebietskörperschaften	1o,69	13,44
Sozialversicherung	11,41	13,75
Ausland	12,89	14,31

Wachstumsraten ein umso stärkeres Wiederansteigen derselben in den folgenden Jahren zu verzeichnen war. Dies läßt sich leicht anhand der Entwicklung der relativen Abweichungen der Modellergebnisse von den statistischen Werten in den Tabellen III.2.1 bis III.2.7 ersehen. Wurden nämlich in diesen Krisenjahren die tatsächlichen Sektoreinnahmen vom Modell bei fast allen Sektoren überschätzt, so ist dies spätestens in 197o bei sechs der insgesamt sieben Sektoren umgekehrt, obwohl die vom Modell in diesem Jahr produzierten Wachstumsraten immerhin zwischen 9,31 % und 12,63 % betrugen. Dies bedeutet, daß die tatsächlichen Wachstumsraten zum Teil noch beträchtlich größer gewesen sein müssen.

2. Bei den zur Modellschätzung verwendeten Daten handelt es sich ausschließlich um nominelle Größen. Das bedeutet, daß auch die in der Dekade von 196o bis 197o aufgetretenen Preissteigerungen vom Modell in die Zukunft projiziert, ja sogar durch die ihm eigene Dynamik noch verstärkt werden. Diese Entwicklung ist jedenfalls für die Jahre 1971 bis 1974 in der Realität auch eingetroffen, wie der folgende Vergleich beweist. Nimmt man als Indiz für die Preisentwicklung der im Modell erfaßten Transaktionen diejenige des Bruttosozialprodukts, so betrug der jahresdurchschnittliche Anstieg in der Zeit von 196o bis 197o nur 4,1 Prozent[1], von 197o bis 1974 jedoch bereits 7,2 Prozent.[1] Da es selbst in der jetzigen konjunkturellen Situation nicht möglich zu sein scheint, den Preisanstieg auf eine Rate unter 6 % zu reduzieren[2] und in den meisten für unseren Außenhandel bedeutsamen Ländern diese Rate zum Teil noch erheblich überschritten wird, ist es denkbar, daß bei einer nachhaltigen Wiederbelebung der Konjunktur sich auch bei uns der Preisanstieg wieder stärker beschleunigen wird.
Insgesamt sind also auf mittlere Frist nominelle Wachstumsraten wie die vom Modell simulierten nicht so unwahrscheinlich, wie es auf den ersten

1 Berechnet nach: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch 1975, Stuttgart und Mainz 1975, Tabelle 26.15 "Preisentwicklung des Sozialprodukts", S. 518.

2 Die Kosten der Lebenshaltung für alle privaten Haushalte stiegen in der BRD von Juni 1974 auf Juni 1975 um 6,4 %. Quelle der Berechnung: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Wirtschaft und Statistik, Heft 7, Stuttgart und Mainz 1975, S. 462.

Blick scheinen mag. Natürlich können Änderungen im Ausgabeverhalten der einzelnen Sektoren im Zeitablauf eine Verminderung dieser Wachstumsraten bewirken, wie ja umgekehrt auch ein erheblicher Anstieg der langfristigen Expansionsrate von der Dekade 1950 - 1960 zur Dekade 1960 - 1970 zu beobachten war.[1]

c) Die Entwicklung der relativen Sektoranteile und der Einnahmen-Ausgaben-Relationen

Wie die Analyse der Ergebnisse der ex-post-Prognose gezeigt hat, war das Modell sehr gut in der Lage, die Entwicklung der relativen Sektoranteile in der Vergangenheit nachzuvollziehen. Die Änderungen dieser Anteile vom Beginn bis zum Ende der Referenzperiode sind zusätzlich zu den Ergebnissen der Prognose bis 1980 in die folgende Tabelle aufgenommen worden, um die Entwicklung innerhalb der einzelnen Sektoren einmal über den gesamten Zeitraum deutlich zu machen. Darüberhinaus ist der jeweilige Grenzwert angegeben, dem die Sektoranteile bei völlig unveränderten Ausgabegewohnheiten zustreben. Wie zu sehen ist, unterscheiden sich die im Jahre 1980 erreichten Werte nur noch minimal von diesen Endwerten. Der größte Teil der zu erwartenden Änderungen vollzieht sich also bereits im Referenzzeitraum und in den darauffolgenden zehn Prognosejahren.

Mit Ausnahme des Sektors "Gebietskörperschaften" ändern sich bis zum Jahre 1980 alle Sektoranteile gegenüber dem Ausgangsjahr der Untersuchung. Die Anteile des Unternehmenssektors und des Sektors der Selbständigenhaushalte nehmen dabei ab, bei den verbleibenden vier Sektoren steigt der Anteil. Gemessen an der ursprünglichen Höhe des relativen Sektoranteils gewinnt der Auslandssektor mit einer Steigerung von 4,6 % auf 6,0 % am stärksten

---

1 Vgl. dazu die Werte der dominanten Wurzeln des Modells I (1,14974) und des Vergleichsmodells für die Jahre 1950 - 1960 (1,04254).

T A B E L L E III.4.4

Die Entwicklung der relativen Sektoranteile

Sektor	Sektoranteile in v.H. in den Jahren				
	196o[1]	197o[2]	1975[2]	198o[2]	Grenzwert[2]
Unternehmen	66,1	64,3	63,9	63,6	63,3
Selbständige	5,8	5,o	4,8	4,6	4,5
Arbeitnehmer	11,9	13,o	13,3	13,4	13,5
Rentner	2,2	2,5	2,5	2,6	2,7
Gebietskörpersch.	6,2	6,3	6,2	6,2	6,1
Sozialvers.	3,2	3,5	3,6	3,6	3,7
Ausland	4,6	5,4	5,7	6,o	6,3

1) Tatsächlicher Anteil 2) Rechnerischer Anteil

an Bedeutung, während sich andererseits der Anteil des Sektors "Selbständigenhaushalte" relativ am stärksten vermindert. Aus den Transaktionenmatrizen des monetären Einkommenskreislaufs, die die Grundlage des verwendeten Datenmaterials gebildet haben, ist zu ersehen, daß die "Einnahmen" des Auslandssektors im wesentlichen aus den Zahlungen der Unternehmen für empfangene Importe bestehen. Diese wiederum bestimmen über die entsprechende Ausgabenfunktion die Höhe unserer Exporte an das Ausland.[1] Da der entsprechende Ausgabekoeffizient der "Exportfunktion" 1,23373 beträgt, mithin immer größer als der für den Auslandssektor geltende Wachstumsfaktor ist[2], läßt sich leicht zeigen, daß aus diesem Grunde bei den gegebenen Ausgangsdaten auch unter Berücksichtigung des negativen Absolutgliedes in der Ausgabenfunktion für die Transaktion A_{17} (Exporteinnahmen der Unternehmen)[3] die Exporte schneller steigen als die Importe. Dies gilt im übrigen auch entsprechend, wenn alle das Ausland berührenden Transaktionen berücksichtigt werden.[4] Neben einer zunehmenden quantitativen Bedeutung des Außenhandels für den Einkommenskreislauf unserer Wirtschaft prognostiziert das Modell also implizit auch noch tendenziell wachsende Exportüberschüsse.

Dieses Prognoseergebnis wird bis zum Jahre 1974 durch die tatsächlich eingetretene Entwicklung eindeutig bestätigt.[5]

---

1 Zur Zwangsläufigkeit und Problematik dieser Import-Export-Beziehung bei der hier vorgestellten Modellkonstruktion siehe S. 25 f.

2 Der Wachstumsfaktor erreicht im Jahre 198o nur den Wert 1,1413. Siehe dazu Tab. III.4.3 auf S. 136.

3 Vgl. die Angaben in Tab. A4o auf S. 238 im Anhang.

4 Vgl. dazu den Wert des totalen Ausgabekoeffizienten a_7 in Tabelle III.3.3, S. 116.

5 Siehe dazu die Entwicklung des Außenbeitrages von 197o bis 1974 in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch 1975, a.a.O., Tabelle 16.19 "Wirtschaftliche Vorgänge mit der übrigen Welt", S. 522.

Während nichts gegen die prognostizierte geringfügige Zunahme des Anteils der Sozialversicherung spricht, scheint die vom Modell vorhergesagte langfristige Konstanz des Einnahmeanteils der Gebietskörperschaften an den Gesamteinnahmen aller Sektoren im Widerspruch zu der Tatsache zu stehen, daß der Anteil des Staatsverbrauchs am Bruttosozialprodukte von 15,9 % im Jahre 197o auf 18,1 % im Jahre 1973 gestiegen ist. Die beobachtete Konstanz des Sektoranteils der Gebietskörperschaften vom Jahre 196o bis zum Jahre 197o[1] und der im selben Zeitraum zu verzeichnende Anstieg des Staatsverbrauchs am Bruttosozialprodukt von 13,6 % auf 15,9 % zeigen jedoch, daß beide Erscheinungen gleichzeitig möglich sind und sich nicht widersprechen müssen.[2] Dies resultiert einmal daraus, daß in der Entwicklung des Staatsverbrauchs auch die relativ stärker gestiegenen Ausgaben der Sozialversicherung enthalten sind, die im Modell durch die Aufspaltung des staatlichen Sektors beim Sektor "Sozialversicherung" erfaßt sind. Zum anderen muß der Grund in der Tendenz der Gebietskörperschaften zu suchen sein, einen immer größer werdenden Teil ihrer Einnahmen auszugeben (Staatsverbrauch), eventuell sogar ständig Defizite zu machen. Ein Vergleich der tatsächlichen Gesamtausgaben der Gebietskörperschaften mit ihren Einnahmen in den Jahren von 196o bis 197o stützt jedenfalls diese These.[3] Vom Modell wird diese Tendenz auch über den Referenzzeitraum hinaus für die Gebietskörperschaften beibehalten. Wie nämlich aus den Ausführungen zur Entwicklung der Einnahmen-Ausgaben-Relation hervorgeht, gibt ein Sektor in jedem Jahr immer dann mehr aus als er einnimmt, wenn die Summe seiner Ausgabekoeffizienten größer ist als der für ihn

---

1 Vgl. dazu Tabelle A55 auf S. 251.

2 Zu den Angaben über den Anteil des Staatsverbrauchs siehe: Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (Hrsg.): "Vollbeschäftigung für Morgen", Jahresgutachten 1974/75, Stuttgart und Mainz 1974, Tabelle 2o, S. 234.

3 Vgl. dazu Tabelle A 5, S. 2o3.

geltende Wachstumsfaktor und bestimmte Bedingungen für die Absolutglieder seiner Ausgabefunktionen erfüllt sind.[1] Bei den Gebietskörperschaften sind die Bedingungen erfüllt und die Summe der Ausgabekoeffizienten ist mit 1,14828[2] größer als der bis zum Jahre 1980 erreichte Wachstumsfaktor von 1,1344.[3]

Das Modell produziert also für den Sektor Gebietskörperschaften spätestens ab 1970 ständige Budgetdefizite. Für die Jahre 1971 bis 1975 lassen sich diese Defizite auch bereits nachweisen.[4]

An diesem Punkt ist es angebracht, auf ein Problem hinzuweisen, das bei fast allen mittel- und langfristigen Prognosen besteht. Stets können ja die Prognoseergebnisse nur dann Gültigkeit besitzen, wenn alle bei der Prognoseerstellung gemachten Annahmen im Prognosezeitraum auch eintreffen. In unserem Modell, bei dem keine Vorhersagen über die Entwicklung exogener Größen zur Prognoseerstellung notwendig sind, bestehen diese Annahmen nur in der Konstanz aller geschätzten Parameter, insbesondere der Ausgabekoeffizienten der Sektoren. Ist dies über einen längeren Zeitraum ohnedies schon problematisch, so umso mehr in den Fällen, in denen die bestehende Struktur, hier repräsentiert durch die Ausgabekoeffizienten, zwangsläufig zu wirtschaftlichen Fehlentwicklungen führt. Dann werden die Träger ökonomischer Entscheidungen unter Umständen bewußt ihre oder die Ausgabegewohnheiten anderer Wirtschaftssubjekte verändern,um diesen Fehlentwicklungen zu begegnen. Dies scheint zur Zeit ganz besonders im Bereich der staatlichen Budgetpolitik zu geschehen, wo die durch die vorangegangene

---

1 Vgl. dazu S. 115 ff.

2 Vgl. Tabelle III.3.3 auf S. 116.

3 Siehe Tabelle III.4.3 auf S. 136.

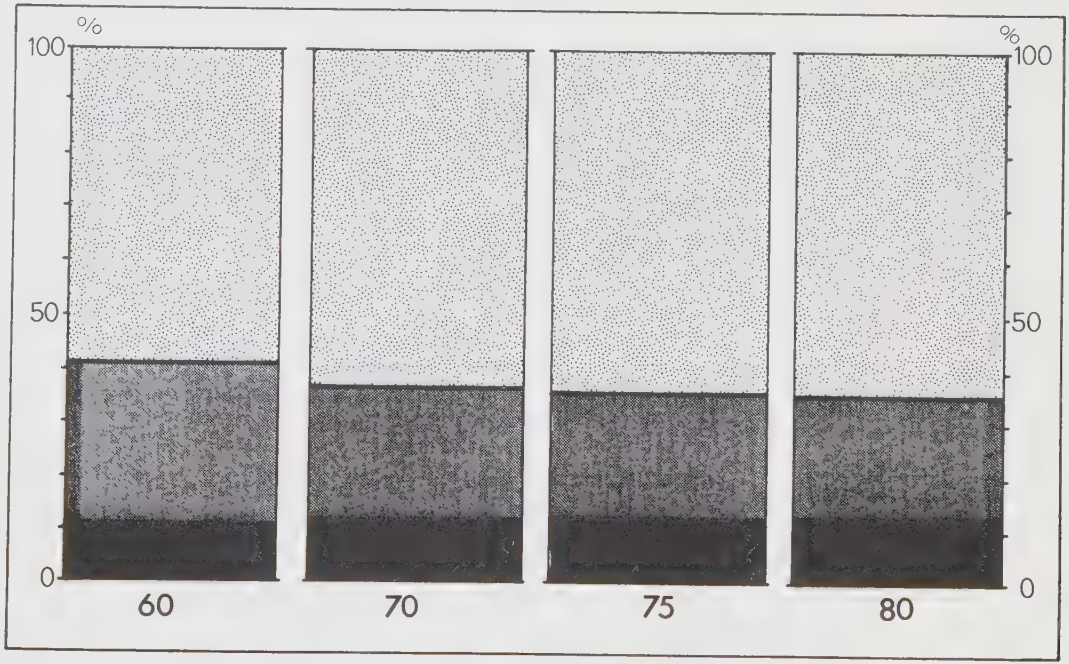
4 Siehe dazu: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch 1975, a.a.O., Tabelle 22.3 "Ausgaben und Einnahmen der öffentlichen Haushalte nach Arten und Aufgabenbereichen", S. 4oo und Tabelle 22.2 "Haushaltsansätze", S. 399.

Steuerreform zum 1. Januar 1975 noch verstärkte Tendenz zur Entstehung immer größerer Defizite im Staatshaushalt mit Hilfe einer nicht nur kurzfristig geplanten Ausgabensenkung aufgehalten werden soll. Solche erheblichen Änderungen im Ausgabeverhalten einzelner Sektoren lassen dann die Prognoseergebnisse natürlich wesentlich unsicherer werden.

Das Ansteigen des Anteils der Sektoreinnahmen bei den übrigen Sektoren geht zu Lasten des Anteils der Selbständigen und der Unternehmen. Diese vermindern ihren Anteil von 1960 bis 1980 um insgesamt 2,5 Prozentpunkte. Wie beim Staat, so treten auch bei den Unternehmen im Laufe der Zeit ständig zunehmende Differenzen zwischen Gesamteinnahmen und Gesamtausgaben auf. Nur sind diese negativen Finanzierungssalden (Ausgabenüberschüsse) hier bekanntlich ganz anders zu bewerten. Dabei handelt es sich nämlich um die Verschuldung des Unternehmenssektors bei den übrigen Sektoren - vornehmlich den privaten Haushalten - in der Form,daß diese direkt Eigentum an den Unternehmen erwerben oder aber durch den Erwerb von Industrieobligationen "wirtschaftliche Eigentümer" werden und somit indirekt auch an den zukünftigen Erträgen der Unternehmen partizipieren. Nachdem bisher die vier Sektoren Ausland, Sozialversicherung, Gebietskörperschaften und Unternehmen behandelt worden sind, wollen wir uns nunmehr den verbleibenden drei Haushaltssektoren gesondert zuwenden. Dies geschieht aus folgendem Grund. Lassen Veränderungen der relativen Sektoranteile nur eine Interpretation in dem Sinne zu, daß die quantitative Bedeutung dieser Sektoren für den Einkommenskreislauf je nach der Änderung entweder zu- oder abgenommen hat, so läßt eine Verschiebung der Relationen bei den Haushaltssektoren eine wesentlich konkretere Aussage zu. Dabei handelt es sich nämlich um eine Änderung der Einkommensverteilung. Um dies deutlicher zu machen, sind die relativen Anteile der Haushaltssektoren an den Gesamteinnahmen aller Sektoren wieder umgerechnet worden in die Anteile an den Gesamteinnahmen aller Haushalte. Diese Anteile beschreiben die jeweilige Bruttoeinkommensposition und sind dem Schaubild III.4.1 zu entnehmen.

Schaubild III.4.1

Die Entwicklung der Bruttoeinkommensposition der drei Haushaltssektoren von 1960 - 1980



Quelle: Tabelle A 57 im Anhang, S. 253

Wie man daraus ersieht, haben seit 1960 bis heute sowohl die Arbeitnehmerhaushalte als auch die Rentnerhaushalte ihre Position gegenüber den Selbständigen verbessert und werden dies auch noch, wenn auch in geringerem Umfange, in Zukunft tun. Diese Entwicklungen stehen im Einklang mit der aus der Analyse der funktionellen Einkommensverteilung bekannten Tatsache, daß in den vergangenen Jahren die Lohnquote ständig zu Lasten der Gewinnquote angestiegen ist.[1] Bei einem direkten Vergleich ist jedoch zu beachten, daß hier im Modell bei den Einnahmen auch die von den Sozialversicherungsträgern und den Gebietskörperschaften geleisteten Ausgaben im Zusammenhang mit der staatlichen Umverteilung der Primäreinkommen erfaßt sind. Wie man sieht, ändert die Einbeziehung dieser Transferleistungen bei den Einkommen der Arbeitnehmer und Selbständigen nichts an der bei der Entwicklung der Faktoreinkommen zu beobachtenden Tendenz. Dies ist auch nicht überraschend, weil der überwiegende Teil der Gesamteinnahmen eben doch aus den entsprechenden Faktoreinkommen besteht.
Die Verbesserung der relativen Einkommensposition der Rentnerhaushalte ist eng verbunden mit dem Anstieg des Sektoranteils der Sozialversicherung. Wenn dieser Sektor stärker expandiert als der Durchschnitt der übrigen Sektoren und seine Hauptausgaben in der Form von Transferleistungen an die Rentnerhaushalte tätigt, so führt das starke Anwachsen der Haupteinnahmequelle dieses Sektors auch zu einer Verbesserung der Einkommensposition dieser sozialen Gruppe.

Die bislang vorgestellten Quoten betreffen jedoch die Bruttoeinnahmen der Haushaltssektoren vor Abzug aller direkten Steuern und Sozialabgaben, würden also nur dann etwas über die Entwicklung der tatsächlich zur freien Disposition der Haushalte verbleibenden Nettoeinkommen aussagen können, wenn der Anteil dieser Abgaben bei

---

1 Vgl. dazu die Angaben bei E. Helmstädter, J. Heubes, R. Krupp, B. Meyer: Wirtschaftskunde der Bundesrepublik Deutschland, Düsseldorf und Köln 1975, S. 107.

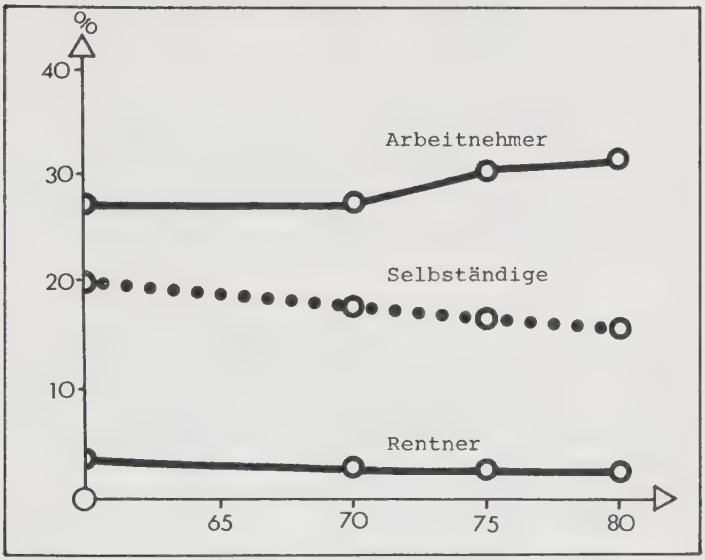
jedem Haushaltssektor entweder konstant geblieben wäre oder sich proportional geändert hätte. In den anderen Fällen würde die Entwicklung der verfügbaren Einkommen anders verlaufen als die zuvor beschriebene Entwicklung der Anteile an den Bruttoeinnahmen.

Um diesen Sachverhalt einmal zu überprüfen, wurden die Abgabenquoten der drei Haushaltssektoren an den Staat (Gebietskörperschaften und Sozialversicherung) in der Zeit von 1960 bis 1980 ermittelt.[1] Das Ergebnis ist in folgendem Schaubild enthalten.

1 Für das Jahr 1960 geschah dies, indem die von den Haushaltssektoren tatsächlich gezahlten direkten Steuern und Sozialversicherungsabgaben auf die jeweiligen Bruttoeinnahmen bezogen wurden. In den restlichen Jahren mußten zunächst mit Hilfe der empirisch geschätzten Ausgabefunktionen und der vom Modell bestimmten Sektoreinnahmen die entsprechenden Ausgabenbeträge errechnet werden, ehe die Quotenbildung erfolgen konnte. Bei der hohen Belastungsquote der Arbeitnehmer ist zu beachten, daß in Übereinstimmung mit der Vorgehensweise der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung die Arbeitgeberbeiträge zur Sozialversicherung in den Einnahmen der Arbeitnehmer enthalten sind. Diese Arbeitgeberbeiträge müssen dann natürlich auch wieder als Abgaben der Arbeitnehmerhaushalte berücksichtigt werden.

Schaubild III.4.2

Die Entwicklung der Abgabenquoten der drei Haushaltssektoren von 1960 - 1980



Quelle: Tabelle A58 im Anhang, S. 254.

Wie wir sehen, vermindert sich die Belastungsquote bei den Rentnern und den Selbständigen, bei letzteren sogar in erheblichem Umfang. Demgegenüber ist bei den Arbeitnehmern ein

kräftiger Anstieg zu verzeichnen.[1] Das wirkt sich auf die verfügbaren Einkommen in folgender Weise aus:

1. Bei den Rentnern ist der absolute Anteil an den verfügbaren Einkommen in jedem Zeitpunkt höher als der Anteil an den Bruttoeinnahmen. Wegen der sinkenden Belastungsquote steigt der Nettoanteil auch stärker als der Bruttoanteil.

2. Die Selbständigen haben ebenfalls in jedem Jahr einen höheren Anteil an den Netto- als an den Bruttoeinnahmen. Durch die im Laufe der Zeit eintretende Minderung der Belastung mit Steuern und Sozialabgaben ist der bei den Bruttoeinnahmen zu verzeichnende Rückgang des Selbständigenanteils aber bei den Nettoeinnahmen längst nicht so stark.

3. Der Anteil der Nettoeinnahmen der Arbeitnehmer an den Nettoeinnahmen aller Haushaltssektoren ist aufgrund der höchsten Belastungsquote im Niveau wesentlich niedriger als der entsprechende Bruttoanteil. Da die Belastungsquote im Zeitablauf auch noch erheblich steigt, tritt ab 197o sogar eine geringfügige Verminderung des bis dahin erreichten Nettoanteils ein, wie Schaubild III.4.3 auf der folgenden Seite zeigt.

Zum Ergebnis dieser Überlegungen ist noch anzumerken, daß die so vom Modell implizit prognostizierte Entwicklung der Belastungsquoten in der Realität eher noch ausgeprägter verlaufen wird, und zwar aus folgendem Grunde:
Wegen des progressiven Steuertarifs und wegen der Linearität der Ausgabenfunktionen müßte es eigentlich von 197o ab zu er-

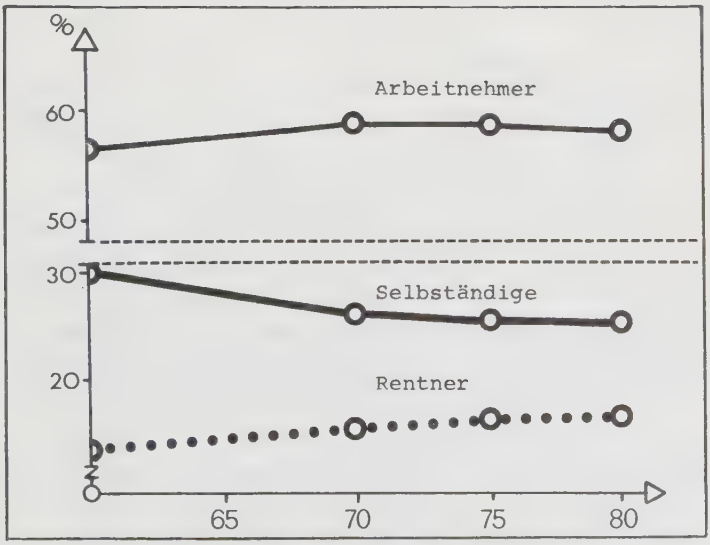
---

1 Daß es bei den im Modell verwendeten linearen Ausgabenfunktionen überhaupt zu Änderungen der Belastungsquoten, noch dazu in diesem Umfang, kommen kann, liegt an den relativ großen Absolutgliedern der entsprechenden Schätzfunktionen. Negative Summen für die Absolutglieder bei den Funktionen der Arbeitnehmer (vgl. die Schätzergebnisse für die Transaktionen A_{53} und A_{63}) führen zu steigenden Quoten, positive dagegen bei den beiden anderen Haushaltssektoren zu sinkenden Quoten (Transaktionen A_{52} und A_{62} sowie A_{54} und A_{64}).

heblichen Unterschätzungen der tatsächlichen Steuerzahlungen der Arbeitnehmer und Selbständigen kommen. Wie bereits bei der Analyse der Schätzergebnisse der einzelnen Ausgabenfunktionen besprochen, tritt diese Unterschätzung jedoch nur bei den Arbeitnehmern, nicht jedoch bei den Selbständigen auf.[1]

Die zum Jahresanfang 1975 im Rahmen der Steuerreform wirksam gewordenen Steuererleichtungen, die wohl vorwiegend der Gruppe der Arbeitnehmer zugute kommen, scheinen ihrer Größenordnung nach höchstens geeignet zu sein, die im Modell bewirkte Unterschätzung des Steueraufkommens der Arbeitnehmer für ein oder zwei Jahre auszugleichen und können den festgestellten Unterschied in der Entwicklung der Brutto- und Nettoanteile nicht nachhaltig verändern.

Schaubild III.4.3
Die Entwicklung der Nettoeinkommensposition der drei Haushaltssektoren von 1960 - 1980



Quelle: Tabelle A59 im Anhang, S. 255.

1 Vgl. dazu S. 68 ff.

Will man von der Entwicklung der Nettoanteile der sozialen Gruppen nun noch auf die Entwicklung der durchschnittlich auf jeden einzelnen Haushalt entfallenden Nettoeinkommen schließen, so ist zusätzlich die Zahl der Haushalte jeder Gruppe und ihre Veränderung im Zeitablauf zu berücksichtigen. Aus der Statistik über Bevölkerung und Erwerbstätigkeit ist bekannt, daß von 196o bis 1973 die Zahl der abhängig Beschäftigten (Arbeitnehmer) von 2o,2 Mio auf 22,6 Mio Personen zugenommen hat, während die Zahl der Selbständigen im gleichen Zeitabschnitt von 6,o Mio auf 4,2 Mio zurückgegangen ist.[1] Es ist also zu vermuten, daß die geringfügige Verbesserung des Gruppenanteils der Arbeitnehmer bei einer Rechnung, die sich auf den einzelnen Haushalt bezieht, nicht mehr festzustellen sein wird. Unterstellt man, daß der Trend zu einem höheren Anteil der Arbeitnehmer an den Erwerbstätigen insgesamt auch in Zukunft anhält, so läßt sich mit Sicherheit sagen, daß also die relative Einkommenssituation je Haushalt für die Arbeitnehmer seit 196o gegenüber den Selbständigen nicht besser geworden ist und sich in Zukunft sogar verschlechtern wird.

Wie bereits dargelegt worden ist, haben die drei Haushaltssektoren als einzige Sektoren die Tendenz, ständig Finanzierungsüberschüsse zu bilden, weil bei diesen Sektoren die totalen Ausgabekoeffizienten kleiner als ihre jeweiligen Wachstumsfaktoren sind.[2] Zum überwiegenden Teil handelt es sich dabei um die Ersparnisse der privaten Haushalte aus dem laufenden Einkommen, der Rest besteht aus Vermögensübertragungen vom Staat. Da zur Berechnung von Sparquoten die Ersparnisse sinnvollerweise zum verfügbaren Einkommen in Beziehung gesetzt werden, geschieht dies auch in dieser Untersuchung. Von den Brutto-

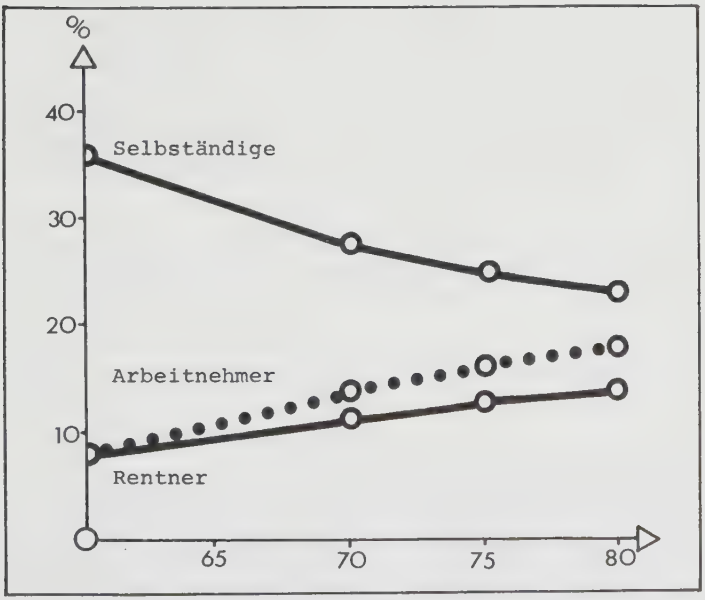
---

1 Sachverständigenrat (Hrsg.), Jahresgutachten 1974/75, a.a.O., Tab. 14, S. 222.

2 Vgl. dazu S. 117 f.

einnahmen der drei Haushaltssektoren wurden daher zunächst die jeweiligen Abgaben an die Gebietskörperschaften und an die Sozialversicherung abgezogen und die als Differenz zwischen Gesamteinnahmen und Gesamtausgaben definierten Ersparnisse dann auf das errechnete verfügbare Einkommen bezogen. Die Entwicklung der so ermittelten Sparquoten ist in Schaubild III.4.4 dargestellt.

Schaubild III.4.4
Die Entwicklung der Sparquoten von 196o - 198o



Quelle: Tabelle A6o im Anhang, S. 256.

Wie man sieht, erhöht sich die Sparquote der Rentner von 196o bis 198o auf fast den doppelten Wert, diejenige der Arbeitnehmer wird sich im selben Zeitraum sogar mehr als verdoppeln. Demgegenüber ist bei den Selbständigen eine erhebliche Verminderung des Sparanteils am verfügbaren Einkommen festzustellen. Vergleicht man die vom Modell prognostizierte mit der bis 197o tatsächlich eingetretenen Entwicklung, so ist eine erstaunlich gute Übereinstimmung in der Tendenz festzustellen. So sank die Sparquote der Selbständigen von 36,4 % in 196o auf 28,3 % in 197o, während die Arbeitnehmer im gleichen Zeitraum ihre Quoten von 6,3 % auf 12,5 % erhöhten und bei den Rentnern ein Anstieg von 4,9 % auf 7,3 % zu verzeichnen war.[1] Diese Übereinstimmung von tatsächlicher und vom Modell in der ex-post-Prognose nachvollzogenen Entwicklung läßt auch die bis 198o prognostizierte Entwicklung plausibel erscheinen. Demnach werden sich die Sparquoten der drei Haushaltsgruppen einander weiter annähern. Die in früheren Jahren zu beobachtende dominierende Bedeutung der Selbständigen für den Spar- und Eigentumsbildungsprozeß schwächt sich ab zugunsten einer breiten Streuung der Vermögensbildung über alle sozialen Gruppen.

---

1 Quelle: W. Kaiser, Soziale Struktur des Sparens und der Steuerzahlungen in der BRD von 1967 bis 197o; unveröffentlichter Forschungsbericht des Instituts für Industriewirtschaftliche Forschung, Münster 1972, Tab. 23. Die Unterschiede im Niveau der Sparquoten ergeben sich einerseits daraus, daß in der Untersuchung von Kaiser die Vermögensübertragungen nicht in den Sparbeträgen enthalten sind, zum anderen resultieren sie aus einer anderen Definition der Einkommen der sozialen Gruppen. So sind z.B. dort alle Leistungen der Sozialversicherungsträger und alle Sozialleistungen der Gebietskörperschaften als Einkommen der Rentner angesehen worden.

IV. Kapitel

Versuche mit einem erweiterten Mehr-Sektoren-Modell (Modell II)

Erster Abschnitt: Aufbau des Modells II

1. Bestimmungsgründe für die Erweiterung des Modells I

Bekanntlich lassen sich konjunkturelle Bewegungen des Volkseinkommens im Zeitablauf im Rahmen der einfachen,auf einen Sektor beschränkten Multiplikatoranalyse nicht erklären. Erst durch die Kombination von Multiplikator- und Akzeleratorprinzip wird die Erklärung von Schwankungen mit Hilfe dieser hochaggregierten Modellansätze theoretisch möglich.[1]
Wie die Ergebnisse des Modells I zeigten, konnte dieser Mangel der Multiplikatoranalyse auch nicht durch ihre Anwendung innerhalb eines Mehr-Sektoren-Modells behoben werden.

Wie gezeigt werden kann, läßt sich das aus der Investitions- und Lagerhaltungstheorie bekannte Verhalten der Unternehmen, ihre gegenwärtigen Ausgaben für Anlage- und Lagerinvestitionen an der zurückliegenden Änderung ihrer Ausbringungsmenge zu orientieren (Akzelerationsprinzip), verallgemeinern und auch auf andere Wirtschaftssektoren anwenden.[2] Übertragen auf das hier vorgestellte Mehr-Sektoren-Modell postuliert die so aufgefaßte Akzelerationshypothese eine Abhängigkeit der Ausgaben eines Sektors j an einen Sektor i in der Periode t von der vorhergegangenen Änderung seiner Gesamteinnahmen.

---

1 Vgl. dazu beispielsweise E. Schneider: Einführung in die Wirtschaftstheorie, III. Band, 8. Auflage, Tübingen 1964, S. 219 ff.

2 Zur Begründung siehe J. Schumann: Die Sektorenanalyse als Instrument konjunkturtheoretischer Untersuchungen, a.a.O., S. 35 - 43.

Es lag daher nahe, diese Akzelerationshypothese auch in den Schätzfunktionen des Mehr-Sektoren-Modells zu berücksichtigen, um dadurch die aus den verwendeten Daten ersichtlichen konjunkturellen Schwankungen bei der Expansion des monetären Einkommenskreislaufs der BRD mit dem Modell erfassen zu können. Als erster hat Schumann den Gedanken der Erweiterung der Sektorenanalyse um die Akzelerationshypothese in die Literatur eingeführt, die Lösung solcher erweiterter Mehr-Sektoren-Modelle beschrieben und ein derartiges Modell auch empirisch getestet.[1] Die Ergebnisse dieses für die außenwirtschaftlichen Beziehungen von fünf Ländern bzw. Ländergruppen konzipierten Modells sind jedoch äußerst unbefriedigend.[2] Insofern bot sich mit der abermaligen Anwendung der um das Akzelerationsprinzip erweiterten Sektorenanalyse in einem empirischen Modell die Möglichkeit, Erkenntnisse über die generelle Verwendbarkeit solcher Modelle für die Simulation der Expansion des gesamtwirtschaftlichen Einkommenskreislaufs und seiner konjunkturellen Schwankungen zu gewinnen.

2. Zusammengefaßte Schätzergebnisse der erweiterten Ausgabenfunktionen

a) Vorbemerkungen

Die im folgenden beschriebenen Schätzergebnisse beruhen auf denselben Daten, mit denen bereits die Schätzungen der Ausgabenfunktionen des Modells I vorgenommen wurden. Auch die Referenzperiode (196o - 197o) bleib die gleiche. Die Ergebnisse der beiden unterschiedlichen Schätzergebnisse sind also ohne Ein-

---

1 J. Schumann: Die Sektorenanalyse als Instrument konjunkturtheoretischer Untersuchungen, a.a.O.

2 Auf Einzelheiten wird im vierten Abschnitt dieses Kapitels näher eingegangen. Vgl. dazu S. 181ff, insbesondere S.185 f.

schränkung miteinander vergleichbar. Dieser Vergleich erfolgt anhand der im dritten Abschnitt des II. Kapitels eingehend beschriebenen statistischen Prüfmaße (Bestimmtheitsmaß, Durbin-Watson-Koeffizient und mittlerer absoluter Fehler) und mit Hilfe der Einteilung der Variablen in die vier Kategorien, die natürlich in beiden Fällen identisch war.

Wie noch gezeigt werden wird, handelt es sich bei der zunächst vorgestellten ersten Version des Modells II um ein vollständig interdependentes System, die weiteren Versionen sind nur noch teilweise interdependent. Aus der ökonometrischen Theorie ist bekannt, daß die einfache Kleinst-Quadrate-Methode bei solchen Modellen in der Regel zu inkonsistenten Schätzungen und zu Verzerrungen der Schätzparameter führt.[1] Allerdings kann in Fällen mit nur kurzen Beobachtungsreihen die Anwendung der einstufigen Kleinst-Quadrate-Methode auch sinnvoll sein.[2] Wie Parallelschätzungen der Gleichungen eines interdependenten makroökonomischen Modells mit alternativen Schätzverfahren gezeigt haben, sind die Parameterwerte, die mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate erzielt wurden, in vielen Fällen auch tatsächlich identisch mit den Werten, die aus der Schätzung mittels anderer, für interdependente Modelle geeigneterer Schätzverfahren resultierten, oder aber die Abweichungen sind sehr gering.[3]

---

1 Vgl. H. Schneeweiß: Ökonometrie, a.a.O., S. 273 ff.

2 Dazu siehe J. Gruber: Ökonometrische Modelle des Cowles-Commission-Typs, a.a.O., S. 256.

3 Vgl. dazu die Gegenüberstellung der Parameterwerte in den entsprechenden Tabellen bei D. Friedrich: Schätzprobleme sowie Verfahren und Möglichkeiten der Analyse ökonometrischer Modelle, Tübingen 1974, S. 96 - 1o5. Bei dem dort untersuchten Modell handelt es sich "um eine revidierte Version des von D. Lüdeke entwickelten ökonometrischen Vierteljahresmodells für die Bundesrepublik Deutschland". D. Friedrich: Schätzprobleme..., a.a.O., S. 87.

Aus diesem Grunde wurde auch für die Schätzung der Gleichungen des Modells II die Methode der kleinsten Quadrate in ihrer einfachen Form beibehalten.

b) Die Auswahl des Regressionsansatzes

Kombiniert man Multiplikator- und Akzeleratorhypothese in der für alle 37 Transaktionen gleichermaßen geltenden Ausgabenfunktion, dann sind folgende alternative Regressionsansätze naheliegend:[1]

$$(IV.1.1) \quad A_{ij}^t = a_{ij} Y_j^t + b_{ij} (Y_j^t - Y_j^{t-1}) + C_{ij}$$

$$(IV.1.2) \quad A_{ij}^t = a_{ij} Y_j^{t-1} + b_{ij} (Y_j^t - Y_j^{t-1}) + C_{ij}$$

$$(IV.1.3) \quad A_{ij}^t = a_{ij} Y_j^t + b_{ij} (Y_j^{t-1} - Y_j^{t-2}) + C_{ij}$$

$$(IV.1.4) \quad A_{ij}^t = a_{ij} Y_j^{t-1} + b_{ij} (Y_j^{t-1} - Y_j^{t-2}) + C_{ij}$$

Die Auswertung der Schätzergebnisse für diese vier Ansätze ergab, daß sich für die Ansätze (IV.1.1) und(IV.1.2) völlig identische Werte für das Bestimmtheitsmaß, den mittleren absoluten Fehler und den Durbin-Watson-Koeffizienten ergaben, denn es bestand zwischen den Regressionskoeffizienten der beiden

---

1 So auch bei J. Schumann: Die Sektorenanalyse als Instrument konjunkturtheoretischer Untersuchungen, a.a.O., S. 5o.

Ansätze eine eindeutige definitorische Beziehung.[1] Lediglich die t-Testwerte der "Akzeleratorvariablen" ($Y_j^t - Y_j^{t-1}$) waren durchweg beim Ansatz (IV.1.2) höher. Dieser Ansatz ergab auch im Vergleich zu den beiden übrigen Ansätzen eindeutig bessere Werte für das Bestimmtheitsmaß und den mittleren absoluten Fehler. Nur beim Durbin-Watson-Test war er den beiden Ansätze (IV.1.3) und (IV.1.4) nicht überlegen. Da jedoch insbesondere die mittleren absoluten Fehler wesentlich geringer waren und auch Plausibilitätsüberlegungen für die Wahl des Ansatzes (IV.1.2) sprachen[2], wurde er für alle Versionen des Modells II als Regressionsansatz verwendet.

---

1 Diese kann man auch wie folgt theoretisch ableiten. Ansatz (IV.1.1) ergibt aufgelöst unter Vernachlässigung der oben angewendeten Indizierung:

(IV.1.1a) $A^t = (a_1 + b_1)\, Y^t - b_1\, Y^{t-1} + C$ und Ansatz (IV.1.2) wird zu

(IV.1.2a) $A^t = b_2\, Y^t + (a_2 - b_2)\, Y^{t-1} + C.$

Dabei dienen die Indizes der Ausgabeparameter a und b nur der Kennzeichnung des Regressionsansatzes. Wie man sofort sieht, gilt $a_1 + b_1 = b_2$ und $a_2 - b_2 = -b_1$. Daraus läßt sich ableiten, daß $a_1 = a_2$ und $b_2 = a_1 + b_1$ sein muß.

2 Daß ein Teil der laufenden Ausgaben der Sektoren von der Veränderung der Einnahmen der Vorperiode gegenüber der davorliegenden Periode induziert sein soll, scheint bei einem Großteil der betrachteten Transaktionen weniger plausibel zu sein als die Hypothese, daß die laufenden Ausgaben von den Einnahmen der Vorperiode und der Differenz der Einnahmen der laufenden zu denen der Vorperiode abhängen. Ein Einfluß der Einnahmen der vorletzten Periode auf die laufenden Ausgaben ist wegen der einjährigen Periodenlänge nur noch wenig wahrscheinlich.

c) Die Schätzergebnisse der Ausgabenfunktionen des Modells II und des Modells I im Vergleich

Auf eine detaillierte Darstellung der Schätzergebnisse in Tabellenform, wie sie für die Ergebnisse im Rahmen der Beschreibung des einfachen Mehr-Sektoren-Modells erfolgte, wird an dieser Stelle verzichtet. Stattdessen werden die durchschnittlich erzielten Werte einiger statistischer Prüfgrößen für die vier unterschiedenen Variablenkategorien angegeben und mit den entsprechenden Werten des Modells I verglichen. Dieser Vergleich ist in der folgenden Tabelle IV.1.1 enthalten.

Wie der Tabelle zu entnehmen ist, war das Bestimmtheitsmaß R^2 im Mittel bei allen Variablenkategorien bei den Regressionsfunktionen des Modells II eindeutig höher. Auch bei den mittleren absoluten Abweichungen der Schätzergebnisse von den beobachteten Werten ergaben sich übereinstimmend deutlich bessere Werte. Dagegen hat in jeder Variablenkategorie eine geringere Anzahl von Regressionen den Test auf Autokorrelation der Residuen bestanden. Bei einer Abwägung aller bisher betrachteten Ergebnisse kann man jedoch sage, daß der im Modell II verwendete Regressionsansatz vom statistischen Standpunkt aus grundsätzlich besser in der Lage war, das Ausgabeverhalten der Sektoren zu beschreiben, als dies der einfachere Ansatz aus dem Modell I vermochte.

Anders als beim Modell I kommt dem t-Test hier eine größere Bedeutung zu. Das Ergebnis dieses Tests für den Regressionskoeffizienten der Akzeleratorvariablen $(Y_j^t - Y_j^{t-1})$ läßt nämlich erkennen, ob diese zusätzlich eingeführte Variable einen statistisch nachweisbaren Einfluß auf die betreffende Schätzvariable A_{ij} hatte oder nicht. Die folgende Übersicht gibt Auskunft darüber, bei welchen Transaktionen eine Akzelerator-

T A B E L L E IV.1.1

Durchschnittswerte ausgewählter statistischer Prüfmaße der Schätzfunktionen des Modells I und des Modells II nach Variablenkategorien

Variablen der ...	Statistisches Prüfmaß	Werte für die Schätzung nach den Schätzfunktionen aus	
		Modell I	Modell II
1. Kategorie	Mittelwert von R^2	o,97o	o,991
	Mittelwert des MAF	3,1 %	1,7 %
	DW-Test bestanden (in v.H.)[2]	92	69
2. Kategorie	Mittelwert von R^2	o,935	o,949
	Mittelwert des MAF	4,6 %	3,6 %
	DW-Test bestanden (in v.H.)[2]	71	57
3. Kategorie[1]	Mittelwert von R^2	o,822	o,878
	Mittelwert des MAF	6,9 %	5,3 %
	DW-Test bestanden (in v.H.)[2]	89	6o
4. Kategorie	Mittelwert von R^2	o,7o4	o,73o
	Mittelwert des MAF	1o,1 %	8,5 %
	DW-Test bestanden (in v.H.)[2]	71	57

1 Ohne die Transaktion A_{57}. Zur Begründung vgl. Anmerkung 1 zu Tab. II.3.1, S.41 .

2 Siehe Anmerkung 1 auf S.16o .

wirkung statistisch nicht signifikant feststellbar, und wie hoch der entsprechende Anteil an den Variablen jeder Kategorie war.[1]

1. Kategorie

A_{15}, A_{35}, A_{46} ; insgesamt 24 %.

2. Kategorie

A_{16}, A_{36}, A_{45}, A_{52}, A_{61}, A_{65} ; insgesamt 86 %.

3. Kategorie

A_{25}, A_{32}, A_{37}, A_{41}, A_{54}, A_{62} ; insgesamt 6o %

4. Kategorie

A_{26}, A_{55}, A_{64}, A_{67}, A_{72}, A_{76} ; insgesamt 86 %.

Von den insgesamt 37 Variablen haben also nur 16 den t-Test für die Akzeleratorbeziehung bestanden. Allerdings fällt auf, daß von diesen 16 Transaktionen immerhin 1o aus der 1. Kategorie stammten. Die Transaktionen, die die Struktur des monetären Einkommenskreislaufs der BRD in den Jahren von 196o bis 197o weitgehend geprägt haben, lassen sich also weitaus eher unter Einbeziehung der Akzeleratorhypothese erklären als die weniger bedeutsamen Transaktionen.

Anmerkung 2 zu S. 159.
Der Tabellenwert, mit dem die errechneten DW-Koeffizienten zu vergleichen waren, wurde für den Regressionsansatz des Modells II bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 %, insgesamt 1o Beobachtungswerten und 2 unabhängigen Variablen je Schätzfunktion mit DW* = 1,23 angenommen. Er wurde durch Extrapolation aus den bei H. Gollnick: Einführung in die Ökonometrie, a.a.O., S. 314 angegebenen Tabellenwerten ermittelt.

1 Als t-Tabellenwert wurde t* = 2,365 bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % angenommen. Vgl. dazu H. Gollnick, Einführung in die Ökonometrie, a.a.O., S. 31o.

Ungeachtet der überwiegenden Anzahl von Ausgabenfunktionen, in denen die Hypothese der Akzeleratorwirkung keine statistische Bestätigung fand, wurden bei der Erstellung der ersten Version des Modells II alle Ausgabenfunktionen des Typs (IV.1.2) verwendet, weil auch bei diesen Funktionen die mittleren absoluten Fehler in der Regel kleiner waren als bei den entsprechenden Funktionen des Modells I. Bei weiteren Versionen wurden jedoch Änderungen in der Struktur des Modells vorgenommen, die dem jeweiligen Ergebnis des t-Tests für die Akzeleratorvariable Rechnung trugen.[1]

3. Die Struktur des Modells II (1. Version)

a) Die Verhaltensgleichungen

Die 37 Verhaltensgleichungen des Modells II lauten, in konkreter Form geschrieben:

Die Ausgaben der Unternehmen:

$$(IV.1.5)\quad A_{11}^t = 0{,}61924\ Y_1^{t-1} + 0{,}80838\ (Y_1^t - Y_1^{t-1}) + 43.454$$

$$(IV.1.6)\quad A_{21}^t = 0{,}06848\ Y_1^{t-1} + 0{,}06860\ (Y_1^t - Y_1^{t-1}) + 12.428$$

$$(IV.1.7)\quad A_{31}^t = 0{,}17225\ Y_1^{t-1} + 0{,}11632\ (Y_1^t - Y_1^{t-1}) - 17.668$$

$$(IV.1.8)\quad A_{41}^t = 0{,}00239\ Y_1^{t-1} + 0{,}00112\ (Y_1^t - Y_1^{t-1}) - 1.390$$

1 Vgl. dazu S. 173ff und S. 177ff.

(IV.1.9) $A_{51}^{t} = o,o5495\ Y_{1}^{t-1} + o,o5413\ (Y_{1}^{t} - Y_{1}^{t-1}) + 11.569$

(IV.1.1o) $A_{61}^{t} = o,oo487\ Y_{1}^{t-1} - o,oo145\ (Y_{1}^{t} - Y_{1}^{t-1}) + 481$

(IV.1.11) $A_{71}^{t} = o,o9o59\ Y_{1}^{t-1} + o,o965o\ (Y_{1}^{t} - Y_{1}^{t-1}) - 26.615$

Die Ausgaben der Selbständigenhaushalte

(IV.1.12) $A_{12}^{t} = o,68293\ Y_{2}^{t-1} + o,49419\ (Y_{2}^{t} - Y_{2}^{t-1}) - 14.328$

(IV.1.13) $A_{32}^{t} = o,o1488\ Y_{2}^{t-1} + o,oo727\ (Y_{2}^{t} - Y_{2}^{t-1}) + 1.o21$

(IV.1.14) $A_{52}^{t} = o,14313\ Y_{2}^{t-1} + o,o3298\ (Y_{2}^{t} - Y_{2}^{t-1}) + 4.599$

(IV.1.15) $A_{62}^{t} = o,o2584\ Y_{2}^{t-1} + o,o1733\ (Y_{2}^{t} - Y_{2}^{t-1}) - 887$

(IV.1.16) $A_{72}^{t} = o,oo117\ Y_{2}^{t-1} + o,oo111\ (Y_{2}^{t} - Y_{2}^{t-1}) + 12$

Die Ausgaben der Arbeitnehmerhaushalte

(IV.1.17) $A_{13}^{t} = o,53771\ Y_{3}^{t-1} + o,37637\ (Y_{3}^{t} - Y_{3}^{t-1}) + 3o.2o1$

(IV.1.18) $A_{53}^{t} = o,11772\ Y_{3}^{t-1} + o,21555\ (Y_{3}^{t} - Y_{3}^{t-1}) - 11.o62$

(IV.1.19) $A_{63}^{t} = o,19826\ Y_{3}^{t-1} + o,28561\ (Y_{3}^{t} - Y_{3}^{t-1}) - 6.482$

(IV.1.2o) $A_{73}^{t} = o,o195o\ Y_{3}^{t-1} + o,o2999\ (Y_{3}^{t} - Y_{3}^{t-1}) - 2.466$

Die Ausgaben der Rentnerhaushalte

(IV.1.21) $A_{14}^{t} = o,88592\ Y_{4}^{t-1} + o,7o981\ (Y_{4}^{t} - Y_{4}^{t-1}) + 521$

(IV.1.22) $A_{54}^{t} = o,oo93o\ Y_{4}^{t-1} + o,o6821\ (Y_{4}^{t} - Y_{4}^{t-1}) + 645$

(IV.1.23) $A_{64}^{t} = o,o1o16\ Y_{4}^{t-1} + o,o1453\ (Y_{4}^{t} - Y_{4}^{t-1}) - 16o$

Die Ausgaben der Gebietskörperschaften

(IV.1.24) $A_{15}^{t} = o,487o6\ Y_{5}^{t-1} + o,1o96o\ (Y_{5}^{t} - Y_{5}^{t-1}) + 169$

(IV.1.25) $A_{25}^{t} = o,o1756\ Y_{5}^{t-1} + o,o2669\ (Y_{5}^{t} - Y_{5}^{t-1}) + 1.471$

(IV.1.26) $A_{35}^{t} = o,459o5\ Y_{5}^{t-1} + o,13276\ (Y_{5}^{t} - Y_{5}^{t-1}) - 14.783$

$$(IV.1.27)\quad A_{45}^{t} = o,o4597\ Y_{5}^{t-1} - o,oo618\ (Y_{5}^{t} - Y_{5}^{t-1}) + 1.393$$

$$(IV.1.28)\quad A_{55}^{t} = o,ooo88\ Y_{5}^{t-1} + o,ooo98\ (Y_{5}^{t} - Y_{5}^{t-1}) + 335$$

$$(IV.1.29)\quad A_{65}^{t} = o,o8823\ Y_{5}^{t-1} + o,o2127\ (Y_{5}^{t} - Y_{5}^{t-1}) + 3.7o8$$

$$(IV.1.3o)\quad A_{75}^{t} = o,o1546\ Y_{5}^{t-1} + o,o89o7\ (Y_{5}^{t} - Y_{5}^{t-1}) + 1.13o$$

Die Ausgaben der Sozialversicherung

$$(IV.1.31)\quad A_{16}^{t} = o,25891\ Y_{6}^{t-1} + o,o963o\ (Y_{6}^{t} - Y_{6}^{t-1}) - 4.514$$

$$(IV.1.32)\quad A_{26}^{t} = -o,oo484\ Y_{6}^{t-1} + o,oo767\ (Y_{6}^{t} - Y_{6}^{t-1}) + 8o7$$

$$(IV.1.33)\quad A_{36}^{t} = o,139o5\ Y_{6}^{t-1} - o,o5862\ (Y_{6}^{t} - Y_{6}^{t-1}) + 3.836$$

$$(IV.1.34)\quad A_{46}^{t} = o,7o2o5\ Y_{6}^{t-1} + o,o9964\ (Y_{6}^{t} - Y_{6}^{t-1}) - 6.481$$

$$(IV.1.35)\quad A_{56}^{t} = o,o4927\ Y_{6}^{t-1} + o,o26o9\ (Y_{6}^{t} - Y_{6}^{t-1}) - 1.o38$$

$$(IV.1.36)\quad A_{76}^{t} = o,oo939\ Y_{6}^{t-1} + o,oo97o\ (Y_{6}^{t} - Y_{6}^{t-1}) - 266$$

Die Ausgaben des Auslands

$$(IV.1.37)\quad A_{17}^{t} = 1{,}1o956\ Y_{7}^{t-1} + o{,}65445\ (Y_{7}^{t} - Y_{7}^{t-1}) - 7.29o$$

$$(IV.1.38)\quad A_{27}^{t} = o{,}oo48o\ Y_{7}^{t-1} + o{,}oo465\ (Y_{7}^{t} - Y_{7}^{t-1}) - 237$$

$$(IV.1.39)\quad A_{37}^{t} = o{,}oo865\ Y_{7}^{t-1} + o{,}oo293\ (Y_{7}^{t} - Y_{7}^{t-1}) + 938$$

$$(IV.1.4o)\quad A_{57}^{t} = o{,}o1548\ Y_{7}^{t-1} + o{,}o3511\ (Y_{7}^{t} - Y_{7}^{t-1}) - 1.174$$

$$(IV.1.41)\quad A_{67}^{t} = o{,}ooo88\ Y_{7}^{t-1} + o{,}ooo99\ (Y_{7}^{t} - Y_{7}^{t-1}) + 5$$

Die verbleibenden 7 Definitionsgleichungen der Einnahmen der Sektoren sind mit den Gleichungen (II.4.38) bis (II.4.44) aus dem Modell I identisch und werden deshalb hier nicht noch einmal angeschrieben.

Wie man leicht erkennen kann, ist das ganze System völlig interdependent, denn es gibt keine einzige Gleichung, in der die abhängige Variable nur von exogenen Variablen bestimmt wird. Diese Eigenschaft wurde auch durch die Überprüfung mit Hilfe eines besonderes Triangulationsverfahrens bestätigt, welches im Prinzip von Helmstädter entwickelt, von Korte und Oberhofer verallgemeinert und schließlich von Krupp speziell

für die Untersuchung der Struktur makroökonomischer Modelle verwendet wurde.[1]

b) Die Reduzierung auf 7 Differenzengleichungen

Dieses System läßt sich durch geeignete Umformung auf ein inhomogenes Differenzengleichungssystem erster Ordnung reduzieren, welches in Matrizenschreibweise folgende allgemeine Gestalt besitzt:

$$(IV.1.42) \quad y^t = (E-B)^{-1} (A-B)\, y^{t-1} + (E-B)^{-1} c$$

Dabei stellt E die Einheitsmatrix, A und B die entsprechende Matrix der mit dem Regressionsansatz (IV.1.2) geschätzten Koeffizienten a_{ij} und b_{ij} sowie c den Spaltenvektor der autonomen Einnahmen der Sektoren[2] dar. y^t und y^{t-1} sind wiederum die Vektoren der Sektoreinnahmen der laufenden und der Vorperiode.

Faßt man die Ausdrücke $(E-B)^{-1}$ $(A-B)$ zu A^* und $(E-B)^{-1} c$ zu c^* zusammen, so läßt sich (IV.1.42) schreiben als:

$$(IV.1.43) \quad y^t = A^*\, y^{t-1} + c^* .$$ [3]

---

1 Vgl. dazu E. Helmstädter: Die geordnete Input-Output-Struktur, in: JbNatStat, Bd. 174, 1962, S. 322-361; E. Helmstädter: Die Dreiecksform der Input-Output-Matrix und ihre möglichen Wandlungen im Wachstumsprozeß, in: F. Neumark (Hrsg.): Strukturwandlungen einer wachsenden Wirtschaft, Schriften des Vereins für Socialpolitik, NF Bd. 3o/II, Berlin 1964, S. 1oo5-1o54; B. Korte und W. Oberhofer: Zwei Algorithmen zur Lösung eines komplexen Reihenfolgenproblems, in: Unternehmensforschung, Bd.12, 1968, S. 217-231; B. Korte und W. Oberhofer: Zur Triangulation von Input-Ouptut-Matrizen, in: JbNatStat, Bd. 182, 1969, S. 398-433 und R. Krupp: Die Ordnungsstruktur ökonomischer Modelle, Dissertation, Bonn 1971.

2 Zur Bildung dieses Vektors vgl. (II.4.47) auf S.9o.

3 Die ursprünglichen Koeffizientenmatrizen A und B sowie der Vektor c sind im Anhang enthalten. Vgl. Tabelle A45, S. 243.

Wie man sieht, entspricht diese Gleichung genau der Gleichung (II.4.45), die das Modell I charakterisierte. Die Analyse der Eigenschaften des Modells II kann daher mit genau denselben Methoden erfolgen, die bereits beim einfachen Mehr-Sektoren-Modell dazu verwendet wurden. Dasselbe gilt für die sukzessive Errechnung der Sektoreinnahmen von einem Basisjahr aus. Nur muß dabei von den numerischen Werten der Matrix A^* und des Vektors c^* ausgegangen werden. A^* und c^* nahmen folgende Gestalt an:

T A B E L L E IV.1.2

Die Matrix A^* und der Vektor c^* des Modells II (1. Version)

$$A^* = \begin{bmatrix} -7{,}852o6 & 1o{,}62782 & 5{,}597o2 & 7{,}73121 & 25{,}64333 & 33{,}57886 & 21{,}77956 \\ -o{,}56316 & o{,}766o7 & o{,}39815 & o{,}55317 & 1{,}83442 & 2{,}4o115 & 1{,}56282 \\ -o{,}93881 & 1{,}369o9 & o{,}7oo97 & o{,}97222 & 3{,}57698 & 4{,}46436 & 2{,}76364 \\ -o{,}o3o8o & o{,}o4737 & o{,}o1587 & o{,}o3331 & o{,}17975 & o{,}75522 & o{,}o9516 \\ -o{,}68518 & 1{,}o62o3 & o{,}39461 & o{,}627o4 & 2{,}35968 & 3{,}1oo73 & 1{,}9196o \\ -o{,}276o6 & o{,}42183 & o{,}12o84 & o{,}28633 & 1{,}1387o & 1{,}34854 & o{,}82927 \\ -o{,}85612 & 1{,}16624 & o{,}58741 & o{,}83446 & 2{,}7315o & 3{,}66586 & 2{,}36537 \end{bmatrix}$$

$$c^* = \begin{bmatrix} -378.77o \\ -13.o21 \\ -74.434 \\ -9.19o \\ -36.9o1 \\ -25.259 \\ -7o.534 \end{bmatrix}$$

Zweiter Abschnitt: Die Eigenschaften des Modells II (1. Version) und die Ergebnisse der ex-post-Prognose

1. Die charakteristischen Wurzeln

Um allgemeine Aussagen über die Eigenschaften des Modells II treffen zu können, mußten die Eigenwerte der Matrix A^* errechnet werden. Dabei ergaben sich die folgenden Werte:

Tabelle IV.2.1
Die charakteristischen Wurzeln des Modells II
(1. Version)

Realteil	Imaginärteil
- 1,65554	-
1,o9717	-
o,38381	-
- o,17425	-
o,o3594	o,o1753
o,o3594	o,o1753
- o,ooo19	-

Wie aus Tabelle IV.2.1 hervorgeht, ist die dominante Wurzel der ersten Version des Modells II $\lambda(A^*)_1$ negativ und größer als eins. Dies führt langfristig in jedem Fall dazu, daß die vom Modell errechneten Sektoreinnahmen einperiodigen Oszillationen mit stark wachsender Amplitude unterworfen sind, wenn die der dominanten Wurzel zugehörige Konstante k_j von Null verschieden ist.

1 Zu diesen Konstanten k_j vgl. S. 13. Wird nicht wie dort die allgemeine Lösung betrachtet, wobei die k_j frei zu wählen sind, sondern eine spezielle Lösung zu einem gegebenen Basisvektor y^o gesucht, dann hängen die k_j auch von diesem Basisvektor ab. Vgl. dazu U. Meyer: Zur Lösung von linearen Differenzengleichungssystemen..., a.a.O., S. 4.

Lediglich für kürzere Zeiträume könnte der Einfluß der dominanten Wurzel von den anderen Eigenwerten überlagert werden. Dafür käme insbesondere der mit 1,o9717 dem Betrage nach zweitgrößte Eigenwert $\lambda\ (A^*)_2$ infrage, während den anderen charakteristischen Wurzeln aufgrund ihrer Größenordnung keine große Bedeutung zukommen dürfte.

2. Die bedeutsamen Eigenvektoren

Es war zu vermuten, daß der zu $\lambda\,(A^*)_1$ gehörende Eigenvektor $v(A^*)_1$ wie der betreffende Eigenwert $\lambda(A^*)_1$ selbst keine ökonomisch sinnvolle Interpretation zulassen würde. Interessant war daher die Frage, ob der zu $\lambda\,(A^*)_2$ gehörende Eigenvektor $v\,(A^*)_2$ ähnliche Proportionen für die Sektoren im Zeitablauf anzeigen würde, wie sie sich aus dem Modell I ergaben. Aus der folgenden Tabelle IV.2.2 geht hervor, daß diese Vermutungen tatsächlich bestätigt wurden.

Tabelle IV.2.2
Vergleich der für Modell I und Modell II bedeutsamen Eigenvektoren

Eigenvektor zu		Eigenvektor zu
$\lambda(A^*)_1$	$\lambda\,(A^*)_2$	$\lambda(A)$
73,37	62,95	63,3o
5,28	4,44	4,48
5,45	13,73	13,51
- o,56	2,83	2,67
5,61	6,11	6,12
1,14	3,75	3,66
8,31	6,19	6,26

Wie ersichtlich ist, besteht zwischen den Elementen der zu $\lambda(A^*)_2$ und $\lambda(A)$ gehörenden Eigenvektoren kaum ein nennenswerter Unterschied, während für den $\lambda(A^*)_1$ zugehörigen Vektor wegen des negativen Elements keine ökonomisch sinnvolle Interpretation möglich ist.

Das Modell II in seiner ersten Version könnte nach der Analyse seiner charakteristischen Wurzeln und der Eigenvektoren demnach dann in der Lage sein, die Entwicklung des gesamten Einkommenskreislaufs und seiner einzelnen Teile hinreichend genau zu beschreiben, wenn der Einfluß der dominanten Wurzel aufgrund der zugehörigen Konstanten k_j in der Zeit bis zum Ende der Prognoseperiode kaum oder gar überhaupt nicht ins Gewicht fällt.

3. Die Ergebnisse der ex-post-Prognose

Wie die ex-post-Prognose mit den Anfangswerten des Jahres 1960 eindeutig zeigte, bestimmt der negative maximale Eigenwert jedoch von Anfang an die vom Modell simulierte Entwicklung der Sektoreinnahmen. Bei allen Sektoren ergaben sich ähnliche "Wachstumsraten", wie sie für den Unternehmenssektor in nachfolgender Tabelle IV.2.3 wiedergegeben sind.

Tabelle IV.2.3
Die jährlichen "Wachstumsraten" der Einnahmen des Sektors "Unternehmen" nach Modell II (1. Version)

Jahr	Wachstumsrate in v.H.
1961	- 156,1
1962	- 157,7
1963	-1.o84,8
1964	- 1o9,7
1965	-2.697,4
1966	- 136,8
1967	- 72o,6
1968	- 173,7
1969	- 418,o
197o	- 2o8,1

Anhand dieser Wachstumsraten läßt sich leicht erkennen, daß die Absolutbeträge der betreffenden Sektoreinnahmen tendenziell größer werden, aber jedes Jahr ihr Vorzeichen wechseln. Auf eine Darstellung wird verzichtet, weil auch aus den Wachstumsraten ersichtlich ist, daß das Modell II die tatsächliche Entwicklung des Einkommenskreislaufs der BRD nicht einmal näherungsweise beschreiben kann.

Im nächsten Abschnitt wird gezeigt, ob und inwieweit durch eine Änderung der Struktur des Modells die Ergebnisse verbessert werden konnten.

Dritter Abschnitt: Die Auswirkungen von Veränderungen der Modellstruktur

1. Das Modell II in seiner zweiten Version

a) Die geänderte Modellstruktur

War das Modell I überhaupt nicht in der Lage, konjunkturelle Schwankungen wesentlicher Teile des Einkommenskreislaufs nachzuvollziehen, so ergab sich nach der Einführung der Akzeleratorhypothese bei allen Ausgabenfunktionen eine vom Modell simulierte Entwicklung, die nur noch in kurzfristigen Oszillationen der Sektoreinnahmen bestand.

Um die Ergebnisse des Modells II zu verbessern, wurde daher in einem ersten Schritt auf die Akzeleratorhypothese bei allen Ausgabenfunktionen verzichtet, bei denen der Einfluß der entsprechenden Variablen nicht statistisch signifikant nachweisbar war. Es handelte sich dabei um die 21 auf S. angegebenen Transaktionen. Die Ausgabenfunktionen dieser Transaktionen wurde also durch die entsprechenden Ausgabenfunktionen des Modells I ersetzt. Demnach änderte sich die Koeffizientenmatrix A, der Vektor der autonomen Einnahmen c und die Koeffizientenmatrix B, in der nun an den betreffenden Stellen Nullen erscheinen. Die Angaben dazu sind im Anhang enthalten[1].

Für die besagten 21 Transaktionen gilt, daß sie nur von exogenen Größen, nämlich den zeitverzögerten Sektoreinnahmen, beeinflußt werden. Wie man selbst leicht nachprüfen kann und wie auch durch das zuvor erwähnte Triangulationsverfahren von Krupp[2] bestätigt wurde, werden von diesen 21 Transaktionen zwei weitere Variable direkt bestimmt, und zwar die Variablen Y_4 (mit Hilfe der Variablen A_{41}, A_{45} und A_{46}) und die Variable A_{14}, die nur von der

1 Vgl. Tabelle A46 auf S. 244 im Anhang.

2 Vgl. S. 165 f.

Variablen Y_4 abhängt. Somit sind insgesamt 23 Variablen der insgesamt 44 Variablen des Modells rekursiv, die übrigen 21 Variablen bilden eine zusammenhängende Interdependenzklasse, in der jede Variable direkt oder indirekt von jeder anderen Variablen dieser Klasse und möglicherweise auch von einer oder mehreren Variablen des rekursiven Teils beeinflußt wird. Nach dem von Krupp aufgestellten Klassifikationsschema handelt es sich bei der zweiten Version des Modells II um ein DI-Modell[1], weil "eine oder mehrere Rekursivvariable eine Interdependenzklasse beeinflussen und die Interdependenzklasse keine (andere) Rekursivvariable beeinflußt."[2]

Im folgenden wird untersucht, welche Änderungen in den speziellen Eigenschaften und bei den Ergebnissen der ex-post-Prognose die so vorgenommene Veränderung der Modellstruktur gegenüber der ersten Version des Modells II bewirkt hat.

b) Die charakteristischen Wurzeln und die bedeutsamen Eigenvektoren

Aufgrund der gegenüber der ersten Version unterschiedlichen Gestalt der Koeffizientenmatrix A und B sowie des Vektors c ergaben sich auch für die Elemente der Matrix A^* und des Vektors c^* andere Werte.[3] Von grundsätzlicher Bedeutung ist dabei jedoch, daß auch in A^* für die zweite Version eine größere Anzahl von negativen Elementen in der ersten Spalte enthalten war, wodurch - anders als etwa beim Modell I - die Existenz eines positiven reellen maximalen Eigenwertes nicht von vornherein garantiert war.

---

1 D steht dabei für Dependenz oder Rekursivität, I für Interdependenz.

2 R. Krupp, Die Ordnungsstruktur ökonomischer Modelle, a.a.O., S. 96.

3 Vgl. dazu die Angaben in Tabelle A47 des Anhangs, S. 245.

Die Berechnungen zeigten dann auch, daß trotz der erheblichen Änderung der Modellstruktur der maximale Eigenwert $\lambda(A^*)_1$=-1,17818 immer noch negativ war, wenn auch in seinem Absolutbetrag nicht mehr so weit von $\lambda(A^*)_2$ = 1,1o323 verschieden, wie das bei der ersten Version der Fall war. Eine Verbesserung der Ergebnisse der ex-post-Prognose war also von daher zu erwarten.

Für die beiden zu $\lambda(A^*)_1$ und $\lambda(A^*)_2$ gehörenden Eigenvektoren ergaben sich nur unwesentliche Änderungen.[1]

c) Die Ergebnisse der ex-post-Prognose

Anders als bei der ersten Version ergaben sich bei der ex-post-Prognose mit der zweiten Version sinnvolle Werte für die Sektoreinnahmen, die auch in den jährlichen relativen Abweichungen Werte von durchschnittlich 8,58 (beim Sektor "Ausland) nicht überschritten und mit durchschnittlich 3,27 % beim Sektor "Rentnerhaushalte" sogar recht niedrig lagen. Dennoch ist auch diese Version noch nicht geeignet, die charakteristische Entwicklung des Einkommenskreislaufs der BRD und seiner Teile zufriedenstellend zu beschreiben, wie aus der folgenden Tabelle IV.3.1 sofort zu ersehen ist.

---

1 Die Eigenwerte und die Eigenvektoren zu $\lambda(A^*)_1$ und $\lambda(A^*)_2$ der zweiten Version des Modells II sind im Anhang enthalten. Siehe Tabelle A48 und Tabelle A49 S. 246.

Tabelle IV.3.1
Die jährlichen Wachstumsraten der Einnahmen des Sektors "Unternehmen" nach Modell II (2. Version)

Jahr	Wachstumsrate in v.H.
1961	- 1,o
1962	16,6
1963	- o,3
1964	18,5
1965	- 1,6
1966	2o,7
1967	- 3,o
1968	23,2
1969	- 4,7
197o	26,1

Dieser für die übrigen sechs Sektoren ebenfalls typische Verlauf der Wachstumsraten der Gesamteinnahmen des Unternehmenssektors zeigt, daß die bei der Simulation mit der ersten Version des Modells II aufgetretenen Oszillationen auch hier vorkommen, nur nicht so extrem ausgeprägt. Aus der Entwicklung der Wachstumsraten seit der Basisperiode ist zu erkennen, daß diese einperiodigen Oszillationen um einen ansteigenden Trend im Zeitablauf immer stärker werden, so daß eine Prognose mit dieser Modellversion nicht zu sinnvollen Ergebnissen führen würde.

2. Das Modell II in seiner dritten Version

a) Die weitergehende Änderung der Modellstruktur

In einem zweiten Schritt wurde die Struktur des Modells II nun noch weitergehend als bei der ersten Version geändert, indem nicht nur die statistisch nicht gesicherten Parameter aus der B-Matrix herausgenommen, sondern darüberhinaus für weitere fünf Variablen die Ausgabenfunktionen des Modells I eingesetzt wurden.[1] Es handelte sich dabei um die Transaktionen A_{27}, A_{56}, A_{57}, A_{73} und A_{75}, die allesamt der Variablenkategorie 3 und 4 angehörten. In der B-Matrix verblieben demnach nur die Parameter von 11 Variablen, die als für die Struktur des Einkommenskreislaufs "sehr bedeutende" oder zumindest "bedeutend" eingestuft worden waren.[2] Bis auf die Transaktion A_{53} (direkte Steuern der Arbeitnehmerhaushalte) und A_{63} (Beiträge der Arbeitnehmer zur Sozialversicherung) handelte es sich dabei ausschließlich um von den Unternehmen oder an die Unternehmen geleistete Ausgaben.

Durch diese Maßnahme verringerte sich die Anzahl der Variablen, die der Interdependenzklasse angehörten, von zuvor 21 auf nur noch 11 Variablen. Die übrigen 33 Variablen sind alle rekursiv, jedoch hängen die Variablen A_{51}, A_{53}, A_{63} sowie Y_5 und Y_4 im Gegensatz zu den anderen Rekursivvariablen auch von den Variablen der Interdependenzklasse ab. Es handelt sich also bei der dritten Version des Modells II um ein DID-Modell in der Terminologie von Krupp, weil es zwei Dependenzklassen besitzt, von denen eine Vorgänger und eine Nachfolger der Interdependenzklasse ist.[3]

---

1 Die daraus resultierende numerische Form der Matrizen A und B sowie des Vektors c ist im Anhang zu ersehen, ebenso die damit errechnete Matrix A^* und der Vektor c^*. Siehe dazu die Tabellen A5o und A51 im Anhang, S. 247 f.

2 Der 2. Kategorie gehörte nur die Transaktion A_{53} an.

3 Vgl. R. Krupp: Die Ordnungsstruktur ökonomischer Modelle, a.a.O., S. 2o2.

b) Die charakteristischen Wurzeln und die bedeutsamen Eigenvektoren

Trotz der erheblichen Strukturänderung und der Verminderung der Interdependenzklasse um 1o Variable gegenüber der zweiten Version änderte sich auch bei der dritten Version des Modells II nichts an den grundlegenden Eigenschaften. Die eingetretenen Änderungen der Werte für die dominante Wurzel $\lambda(A^*)_1$ und den zweitgrößen Eigenwert $\lambda(A^*)_2$ sind ebenso als minimal zu bezeichnen wie die Änderung der einzelnen Elemente der beiden zugehörigen Eigenvektoren.[1]

c) Die Ergebnisse der ex-post-Prognose

Aufgrund der nur geringfügigen Veränderungen bei der dominanten und der zweitgrößten charakteristischen Wurzel war keine wesentliche Verbesserung der Ergebnisse der ex-post-Prognose zu erwarten. Diese Vermutung bestätigt sich, wie man an der Entwicklung der jährlichen Wachstumsraten der Einnahmen des Unternehmenssektors sehen kann, die in der Tabelle IV.3.2 wieder stellvertretend für alle Sektoren aufgeführt ist.

---

1 Vgl. dazu die entsprechenden Angaben in Tabelle A15 und Tabelle A16 im Anhang, S. 213 f.

Tabelle IV.3.2

Die jährlichen Wachstumsraten der Einnahmen des Sektors "Unternehmen" nach Modell II (3. Version)

Jahr	Wachstumsrate in v.H.
1961	- o,7
1962	16,1
1963	o,o
1964	17,7
1965	- o,9
1966	19,6
1967	- 1,9
1968	21,7
1969	- 3,1
197o	24,o

Vierter Abschnitt: Die Schlußfolgerungen aus den Erfahrungen mit dem Modell II

1. Der Vergleich mit den Ergebnissen des Modells I

Es ist also festzustellen, daß die Einführung der Akzeleratorhypothese in die Ausgabenfunktionen zu keinen brauchbaren Ergebnissen geführt hat, auch dann nicht, wenn diese Hypothese zur Erklärung der Ausgaben auf einen sinnvoll abgegrenzten Teil der Variablen beschränkt blieb. Besonders zu beachten ist bei dieser Feststellung, daß die einzelnen Ausgabenfunktionen mit der Akzeleratorhypothese im Schnitt jedoch eine bessere Anpassung an die beobachteten Werte lieferten als die im Modell I verwendeten Ausgabenfunktionen ohne diese Hypothese. Aus einem besseren "fit" der Einzelgleichungen eines so umfangreichen Systems wie dem hier beschriebenen kann also a priori keineswegs auch auf bessere Ergebnisse geschlossen werden, die das Modell im Zusammenspiel aller Gleichungen erbringen soll.

Während das Modell I sich als ein Modell erwies, mit dessen Hilfe man die Expansion des Einkommenskreislaufs und seiner einzelnen Teilströme auf mittelfristige Sicht unter Vernachlässigung eventuell auftretender konjunktureller Schwankungen recht zuverlässig beschreiben und vorhersagen kann, so führte die Hinzunahme von Akzeleratorbeziehungen zur Erklärung aller oder ausgewählter Ausgaben dazu, daß mit dem so veränderten Modell eine befriedigende Beschreibung der tatsächlichen Entwicklung des Einkommenskreislaufs nicht mehr zu erreichen war. Vielmehr traten dadurch systematische, kurzfristige Oszillationen bei den simulierten Einnahmen der Sektoren auf, die mit der tatsächlichen Entwicklung in keiner Weise übereinstimmten.

Vielleicht wäre es möglich gewesen, bei einer weiteren Reduzierung der Variablen mit Akzeleratorbeziehung dieses Ergebnis grundsätzlich zu verbessern, jedoch wäre ein solches Vorgehen

willkürlich und ohne allgemeingültige Aussagekraft gewesen, weil keine plausiblen Kriterien für eine über das tatsächlich vorgenommene Ausmaß hinausgehende Aussonderung dieser Variablen gefunden werden konnten.

Es scheint also, daß mit der Einführung der Akzeleratorhypothese in empirisch angewandte Mehr-Sektoren-Modelle der hier vorgestellten Art eine Erfassung von Konjunkturschwankungen in den beobachteten Daten grundsätzlich nicht möglich ist. Vielmehr geht damit anscheinend auch die Fähigkeit der nur mit der Multiplikatorhypothese arbeitenden Modelle verloren, längerfristig einen gleichgewichtigen Wachstumsprozeß mit anfänglichen Verschiebungen der Sektorproportionen beschreiben zu können. Diese Vermutung wird durch die Ergebnisse erhärtet, die bei einem Vergleich des Modells II mit einem von Schumann getesteten Mehr-Sektoren-Modell gewonnen wurden, bei dem ebenfalls die Akzeleratorhypothese zur Erklärung der Mehrzahl der Ausgaben verwendet wird.

2. Der Vergleich mit dem Modell von Schumann

Das von Schumann vorgestellte Modell[1] besteht aus 17 Verhaltensgleichungen des Typs

$$A_{ij}^t = a_{ij} Y_j^t + b_{ij} (Y_j^{t-1} - Y_j^{t-2}) + C_{ij},^2$$

aus 7 Verhaltensgleichungen der Art

$$A_{ij} = a_{ij} Y_j^t + C_{ij}$$

---

1 Zu näheren Einzelheiten siehe J. Schumann: Die Sektorenanalyse als Instrument konjunkturtheoretischer Untersuchungen, a.a.O., S. 82 ff.

2 Dieser Ansatz für die Ausgabenfunktionen ist mit dem Ansatz (IV.1.3) identisch, der auch in der hier vorliegenden Arbeit getestet, wegen der schlechteren Ergebnisse bei den einzelnen Ausgabenfunktionen jedoch zum Bau des Modells II nicht verwendet wurde. Vgl. dazu S. 156 f.

und aus fünf Definitionsgleichungen für die Sektoreinnahmen, wobei die unterschiedenen fünf Sektoren einzelne Länder bzw. Ländergruppen darstellen. Dementsprechend handelt es sich bei den

$$A_{ij} \quad (i \neq j)$$

im wesentlichen um die Ausgaben für Importe, die von anderen Sektoren bezogen worden sind, und bei den Innenumsätzen der Sektoren A_{ij} (i = j) um die Sozialproduktswerte der entsprechenden Länder. Unter Berücksichtigung der Definitionsgleichungen für die Gesamteinnahmen der fünf Sektoren läßt sich dieses System in Matrizenform wie folgt anschreiben:

$$(IV.4.1) \quad y^t = A\, y^t + B(y^{t-1} - y^{t-2}) + c\,.$$

Umgeformt ergibt sich

$$(IV.4.2) \quad y^t = (E-A)^{-1}\, B\, (y^{t-1} - y^{t-2}) + (E-A)^{-1}\, c\,.$$

Faßt man $(E-A)^{-1} B$ zu A^* und $(E-A)^{-1} c$ zu c^* zusammen, so läßt sich dieses System auch anschreiben als

$$(IV.4.3) \quad \begin{bmatrix} y^t \\ y^{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A^* & -A^* \\ E & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y^{t-1} \\ y^{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c^* \\ o \end{bmatrix}$$

Definieren wir nun zwei Vektoren wie folgt

$$(IV.4.4) \quad z^t = \begin{bmatrix} y^t \\ y^{t-1} \end{bmatrix} \qquad \text{und}$$

$$(IV.4.5) \quad z^{t-1} = \begin{bmatrix} y^{t-1} \\ y^{t-2} \end{bmatrix} \,,$$

so können wir das aus ursprünglich fünf Differenzengleichungen zweiter Ordnung bestehende System auch als ein System von zehn Differenzengleichungen erster Ordnung anschreiben[1]

$$(IV.4.6) \quad z^t = M \; z^{t-1} + k \,, \quad \text{wobei}$$

$$M = \begin{bmatrix} A^* & -A^* \\ E & O \end{bmatrix} \quad \text{und} \quad k = \begin{bmatrix} c^* \\ O \end{bmatrix} \quad \text{ist.}$$

Da die Systeme (IV.4.1) und (IV.4.6) völlig gleich sind, und (IV.4.6) formal mit der Matrizengleichung unseres Modells I identisch ist, kann auch das von dort bereits bekannte Verfahren zur Ermittlung der grundlegenden Eigenschaften des Modells hierauf angewendet werden. In erster Linie sind dazu die Eigenwerte der Matrix M zu berechnen.[2] Wie die Tabelle IV.4.1 zeigt, unterscheiden sich die von Schumann (ohne den Einsatz von elektrischen Datenverarbeitungsanlagen) mittels recht komplizierter Verfahren berechneten Eigenwerte nur beim maximalen Eigenwert beträchtlich von denjenigen, die aus seinen Angaben über die numerische Form der Koeffizientenmatrizen A und B mit Hilfe des Computers ermittelt wurden.

---

1 Zu dieser Methode siehe auch J. Schumann: Die Sektorenanalyse..., a.a.O., S. 66.

2 Die Matrix M ist in der Tabelle A54 im Anhang, S. 25o enthalten.

Tabelle IV.4.1

Vergleich der von Schumann und vom Verfasser berechneten Eigenwerte der Matrix *M* des Schumann-Modells

Eigenwerte nach Schumann	Neuberechnete Werte		Absolut-betrag
	Realteil	Imaginärteil	
- 7,27	-3,25634	-	3,25634
- o,73	-o,88888	-	o,88888
|komplex| <1	o,33529	o,7471o	o,81889
|komplex| <1	o,33529	-o,7471o	o,81889
o,88	o,765o6	-	o,765o6
o,42	o,47o59	-	o,47o59
|komplex| <1	-o,14348	o,1oo38	o,17511
|komplex| <1	-o,14348	-o,1oo38	o,17511
|komplex| <1	o,13216	o,o7618	o,15255
|komplex| <1	o,13216	-o,o7618	o,15255

Quelle: J. Schumann: Die Sektorenanalyse..., a.a.O., S. 94 f und eigene Berechnungen.

Die ermittelten Unterschiede spielen jedoch für die Beurteilung der charakteristischen Eigenschaften des Modells keine Rolle, weil beide dominante Wurzeln reell, negativ und in ihrem Absolutbetrag größer als eins sind.

Obwohl das Modell von Schumann eigentlich nur als Beispiel für die Anwendungsmöglichkeiten der Sektorenanalyse unter Einbeziehung der verallgemeinerten Akzelerationshypothese dienen sollte[1], werden die ermittelten charakteristischen Wurzeln dann doch als Grundlage für Vorhersagen der längerfristigen Entwicklung der Einnahmen der untersuchten Sektoren herangezogen. Schumann gelangt dabei im wesentlichen zu folgenden Ergebnissen:[2]

1 Vgl. dazu J. Schumann: Die Sektorenanalyse..., a.a.O., S. 1o.
2 Derselbe, S. 1oo ff.

1. Weil aus den verwendeten statistischen Daten hervorgehe, daß kurzfristige Oszillationen bei den Sektoreinnahmen nicht stattgefunden haben, könne vorausgesetzt werden, daß der stark negativen dominanten Wurzel - zumindest für eine längere Zeitspanne - keine Bedeutung für die Entwicklung der Sektoreinnahmen zukomme.

   Die gleichen Überlegungen seien auch in bezug auf die zweite negative Wurzel zutreffend.

2. Als alleinentscheidend für die tatsächliche Entwicklung des betrachteten Kreislaufsystems und seiner einzelnen Bestandteile wären daher die restlichen acht charakteristischen Wurzeln anzusehen, von denen zwei reell und positiv und die anderen sechs komplex sind. Das Modell könne daher als stabil angesehen werden, weil alle Sektoreinnahmen Gleichgewichtswerten zustrebten, mithin der in den Daten zu beobachtende Expansionsprozeß von alleine zum Stillstand gelange. Diese Bewegung auf die Gleichgewichtswerte könne von konjunkturellen Schwankungen begleitet sein.

Aufgrund unserer Erfahrungen mit den Ergebnissen der verschiedenen Versionen des Modells II schienen diese Schlußfolgerungen aus den charakteristischen Wurzeln angesichts des hohen Absolutbetrages der negativen dominanten Wurzel wenig schlüssig. Deshalb wurden mit Hilfe der Angaben bei Schumann über die Gestalt der Matrizen A und B, des Vektors c sowie der Sektoreinnahmen der Jahre 1950 und 1951[1] die Einnahmen der Sektoren in den Folgejahren nach der Gleichung (IV.4.2) iterativ ermittelt. Die Ergebnisse dieser Modellsimulation sind - stellvertretend für alle Sektoren - in Tabelle IV.4.2 für den ersten Sektor des Schumann-Modells (Bundesrepublik Deutschland) dargestellt:

---

1 Siehe dazu J. Schumann: Die Sektorenanalyse..., a.a.O., S. 91 f sowie Tabelle 3 im dortigen Anhang, S. 110 f.

Tabelle IV.4.2

Beobachtete und berechnete Gesamteinnahmen sowie die "Wachstumsraten" der berechneten Einnahmen für den Sektor der BRD nach dem Schumann-Modell

Jahr	Sektoreinnahmen		"Wachstumsrate"
	Beobachtet	Berechnet	in v.H.
	Mio DM	Mio DM	
1952	15o.98o	- 77.367	- 157,7
1953	162.o96	799.655	-1.133,6
1954	175.7o9	-2.o36.546	- 354,7
1955	2o1.227	7.o42.276	- 445,8
1956	224.19o	-22.771.232	- 423,4
1957	-	74.229.664	- 426,o
1958	-	-241.616.368	- 425,5
1959	-	786.957.312	- 425,7
196o	-	-2.562,475.52o	- 425,6

Quelle: J. Schumann, Die Sektorenanalyse..., a.a.O., Tab. 3, S. 111 und eigene Berechnungen.

Wie man sieht, überlagert der von der dominanten Wurzel ausgehende Einfluß auf die Entwicklung der Sektoreinnahmen die Einflüsse aller anderen Eigenwerte von Anfang an. Bereits nach sieben Perioden ist die durch den maximalen Eigenwert bestimmte langfristige "Wachstumsrate" weitestgehend erreicht[1] und von einer Bewegung auf stabile Gleichgewichtswerte in der Zukunft ist das Modell ebenso weit entfernt wie von einer auch nur annähernd realistischen Beschreibung der Sektoreinnahmen während der Referenzperiode.

1 Die neuberechnete dominante Wurzel hatte den Wert $\lambda(M) = -3,25634$. Aufgrund der Beziehung (III.3.1) $w_Y = \lambda(M)-1$ ergibt sich als Grenzwert für die "Wachstumsrate" des Schumann-Modells $w_Y = -4,25634$ (= - 425,6 %).

Wie bei den drei untersuchten Versionen des Modells II zeigte sich bei näherer Prüfung auch bei dem Modell von Schumann, daß die Einführung der Akzeleratorhypothese in die Sektorenanalyse zu keinen plausiblen Ergebnissen führte. Auch die alternative Ausgestaltung der Akzelerationshypothese bei diesen beiden Modelltypen[1] hatte darauf keinen Einfluß. In allen Fällen ergaben sich für die dominante Wurzel negative Werte mit einem Absolutbetrag größer als eins. Dies führte bei Simulationen mit den Modellen zu Oszillationen der Sektoreinnahmen, die zu der beobachteten Entwicklung der untersuchten Kreislaufsysteme im Widerspruch stehen. Das Ausmaß dieser Oszillationen hing dabei eindeutig vom Betrag der dominanten Wurzel ab. Die Einflüsse der übrigen charakteristischen Wurzeln zeigten sich allenfalls in den allerersten Perioden der Simulationsläufe, konnten jedoch den von der dominanten Wurzel ausgehenden, die Entwicklung der Systeme charakterisierenden Einfluß niemals kompensieren. Nach diesen Erfahrungen läßt sich die begründete These aufstellen, daß die Einführung der Akzelerationshypothese - in welcher Form auch immer - unter theoretischen Gesichtspunkten zwar eine interessante Erweiterung der Sektorenanalyse darstellt, sich für praktisch zu verwendende empirische Untersuchungen jeoch als ungeeignet erweist.

---

1 Vgl. die unterschiedlichen Regressionsansätze der Ausgabenfunktionen bei Modell II (IV.1.2) und beim Schumann-Modell (IV.1.3), S. 156.

V. Kapitel

Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse der Analyse und Prognose des disaggregierten Einkommenskreislaufs der Volkswirtschaft der BRD

In der vorliegenden Arbeit sollte versucht werden, die charakteristischen Entwicklungstendenzen des disaggregierten Einkommenskreislaufs in der BRD in den letzten Jahren mit Hilfe von Mehr-Sektoren-Modellen zu analysieren und damit auch Prognosen für die nähere Zukunft zu erstellen. Modelle dieser Art zeichnen sich insbesondere durch zwei Merkmale aus:

1. Als Variable werden alle Transaktionen des monetären Einkommenskreislaufs verwendet. Andere ökonomisch relevante Größen wie die Beschäftigtenzahl, die Preise für unterschiedliche Güterarten und Produktionsfaktoren oder wie der Sachkapitalbestand, die in vielen makroökonomischen Modellen anderer Bauart eine Rolle spielen, werden dagegen ebensowenig zur Konstruktion des Modells benötigt wie jene Transaktionen, die direkt auf einer Kreditbeziehung zwischen einzelnen Sektoren beruhen (Finanztransaktionen).

2. Jede einzelne Transaktion der laufenden Periode wird als linear abhängig nur von den Gesamteinnahmen des die betreffende Transaktion leistenden Sektors aus der Vorperiode angesehen (Multiplikatorhypothese). In erweiterten Versionen des Modells tritt daneben als zweite bestimmende Variable noch die Differenz der Einkommen aus zwei aufeinanderfolgenden Perioden hinzu (Akzeleratorhypothese). Weitere Bestimmungsgründe für die Ausgaben der Sektoren werden nicht berücksichtigt. Um die Entwicklung des disaggregierten Einkommenskreislaufs mit dem Modell nachvollziehen oder vorhersagen zu können, sind also im Gegensatz

zu den sonst bekannten ökonometrischen Prognosemodellen Annahmen über die Entwicklung bestimmter modellexogener Größen nicht notwendig. Die Erklärung des zeitlichen Verlaufs der Sektoreinnahmen und ihrer Bestandteile erfolgt vielmehr völlig aus der Struktur des Kreislaufs selbst heraus. Diese Struktur wird durch die geschätzten Parameterwerte der Ausgabenfunktionen der einzelnen Sektoren charakterisiert.

Die Ergebnisse, die mit den so aufgebauten Modellen erzielt wurden, lassen sich wie folgt zusammenfassend beschreiben:

Modell I

1. Obwohl die allen Ausgabenfunktionen zugrunde liegende Hypothese der alleinigen Abhängigkeit vom Einkommen der Vorperiode unter theoretischen Gesichtspunkten in dieser Verallgemeinerung als wenig fundiert erscheinen mag, ließ sich damit doch die Entwicklung der Ausgaben im Referenzzeitraum von 1960 bis 1970 hinreichend genau erfassen. Diese Feststellung trifft umso eher zu, je bedeutender die betrachtete Transaktion für die Einnahmen- oder Ausgabenseite eines Sektors ist. Bei vielen Ausgabenfunktionen der ersten beiden Kategorien konnte die vorausgesetzte mittelfristige Konstanz der Ausgabenkoeffizienten nicht nur statistisch nachgewiesen, sondern auch ökonomisch interpretiert werden.

2. Auch bei der eigentlichen ex-post-Prognose, die das Zusammenwirken aller Gleichungen voraussetzt, aus denen das Modell besteht, ergaben sich zufriedenstellende Resultate. Die relativen Abweichungen der vom Modell bestimmten Sektoreinnahmen zu den beobachteten Werten blieben in der Größenordnung, die auch bei der Schätzung der Einzelgleichungen festgestellt wurde. Allerdings konnten konjunkturelle Schwankungen, die bei den Einnahmen einiger Sektoren

im Beobachtungszeitraum zu verzeichnen waren, vom Modell nicht nachvollzogen werden.

3. Bei der Analyse der Eigenschaften des Modells I konnte mit Hilfe einiger mathematischer Sätze aus der Eigenwerttheorie festgestellt werden, daß Mehr-Sektoren-Modelle vom Typ des Modells I längerfristig immer dann einen schwankungsfreien Verlauf der Sektoreinnahmen simulieren, wenn alle Ausgaben positiv mit den Einnahmen des betreffenden Sektors korreliert sind, d.h. wenn die geschätzten Regressionskoeffizienten aller Ausgabenfunktionen positive Vorzeichen haben. Dies wird in der Regel der Fall sein. Zuvor könnten solche Modelle zumindest kurzfristig auch konjunkturelle Entwicklungen nachzeichnen oder prognostizieren, wenn sie komplexe Wurzeln besitzen, die dem Betrage nach an den dominanten Eigenwert heranreichen. Ob dieser Fall jedoch tatsächlich einmal eintreffen kann, ist angesichts der Schwäche der zugrunde liegenden Ausgabenfunktionen, das Ausgabenverhalten der Sektoren in konjunkturellen Situationen adäquat zu beschreiben, doch recht zweifelhaft.[1] Auch im hier vorgestellten Modell waren die vorkommenden komplexen Wurzeln für den Verlauf der simulierten Sektoreinnahmen ja völlig ohne Bedeutung.

4. Das hier vorgestellte Modell kann als ein Modell gleichgewichtigen Wachstums bezeichnet werden, weil die von ihm beschriebene Entwicklung der Sektoreinnahmen nicht zu bestimmten Gleichgewichtswerten führt, sondern langfristig einem Wachstumspfad mit konstanter Wachstumsrate folgt. Im Referenzzeitraum war diese mit 14,9 % recht hohe Gleichgewichtsrate jedoch noch nicht erreicht. Wenn man diesem

---

1 Vgl. dazu die Ausführungen auf S. 57 ff.

Ergebnis des Modells Glauben schenkt, dann müßte sich - natürlich unter der Voraussetzung gleichbleibender Ausgabengewohnheiten der Sektoren - der bisher schon zu beobachtende Expansionsprozeß des Einkommenskreislaufs der BRD in Zukunft noch beschleunigen. Da es sich bei allen Transaktionen um Nominalgrößen handelt und ein weiteres Ansteigen der realen Wachstumsraten über das in der Vergangenheit erreichte Maß hinaus als unwahrscheinlich angesehen werden kann, deutet dies längerfristig auf eine Zunahme der jährlichen Inflationsraten. Angesichts des gegenüber der BRD zum Teil wesentlich höheren Preisanstiegs in unseren wichtigsten Partnerländern im Außenhandel wäre dies nicht unplausibel. Möglicherweise werden jedoch einige Sektoren, wie z.B. die Gebietskörperschaften, ihr Ausgabeverhalten bewußt ändern, um dieser Tendenz entgegenzuwirken. Diese Maßnahmen würden dann sicher zu einer Verringerung der Ausgabenparameter bei den betreffenden Sektoren führen und damit im Modell auch eine Verminderung der gleichgewichtigen Wachstumsrate des nominellen Einkommenskreislaufs bewirken.

5. Haben alle Sektoren die gleichgewichtige Wachstumsrate erreicht, dann liegen auch deren Proportionen letztlich fest. Bis dahin jedoch treten durch sektoral unterschiedliche Wachstumsraten Verschiebungen der Sektoranteile auf. Es zeigt sich, daß das Modell die im Referenzzeitraum zu beobachtenden Änderungen der Sektorproportionen sehr gut beschreiben kann. Im einzelnen haben die Sektoren Unternehmen und Selbständigenhaushalte quantitativ an Bedeutung verloren zugunsten der Arbeitnehmerhaushalte, des Auslands sowie - in geringem Umfang - der Rentnerhaushalte und der Sozialversicherung, während der Anteil der Gebietskörperschaften gleichgeblieben ist. Diese Entwicklung wird sich - bei unverändertem Ausgabeverhalten der Sektoren - in der nächsten Zukunft weiter fortsetzen, wenn auch in etwas schwächerem Maße als in der Vergangenheit.

6. Bei der Sensitivitätsanalyse des Modells wurde mit Hilfe einiger Simulationsläufe überprüft, welche Auswirkungen die Änderung einzelner Ausgabeparameter auf die Entwicklung der Sektoranteile hat. Bei allen Läufen war ein qualitativ und quantitativ eindeutiger Zusammenhang festzustellen zwischen der unterstellten Änderung eines Ausgabekoeffizienten und der daraus folgenden Änderung des relativen Anteils desjenigen Sektors, an den die betreffende Ausgabe geleistet wird. Die Erhöhung eines Ausgabekoeffizienten führt zu einer Steigerung des Anteils des empfangenden Sektors und umgekehrt. Die Auswirkungen einer Parametervariation auf den Anteil des die betreffende Ausgabe leistenden Sektors waren dagegen von Fall zu Fall unterschiedlich. Insgesamt ist die Sensibilität des Modells in Bezug auf partielle Parametervariationen jedoch als relativ gering zu bezeichnen.

7. Als besonders wichtige Strukturmerkmale eines disaggregierten Einkommenskreislaufs können die Einnahmen-Ausgaben-Relationen der unterschiedenen Sektoren angesehen werden. Auch darüber lassen sich mit Hilfe des Modells Aussagen für die Referenzperiode und den Prognosezeitraum bis 1980 machen.
   Die Sektoren "Unternehmen" und "Ausland" haben in der Vergangenheit stets höhere Ausgaben getätigt als laufende Einnahmen erzielt. Diese Tendenz bleibt auch zukünftig unverändert. Dagegen bilden die drei Haushaltssektoren ständig laufende Einnahmeüberschüsse. Die vom Modell vorhergesagte Entwicklung der Sparquoten der privaten Haushalte erscheint angesichts der für die Referenzperiode erzielten guten Übereinstimmung mit dem tatsächlich eingetretenen Verlauf als plausibel. Demnach setzt sich der in der Vergangenheit schon sichtbar gewordene Anstieg der Sparquoten bei den Arbeitnehmern und Rentnern zulasten des Sparanteils der Selbstän-

digen auch in Zukunft deutlich fort. Bei den beiden staatlichen Sektoren deutet sich dagegen eine Umkehr der bisher bestehenden Einnahmen-Ausgaben-Relation an. Bis zum Ende der sechziger Jahre haben sowohl die Gebietskörperschaften als auch die Sozialversicherung überwiegend Einnahmenüberschüsse erzielt. Diese Tendenz wird vom Modell gut erfaßt. Bleiben die Ausgabegewohnheiten dieser beiden Sektoren im Prognosezeitraum unverändert, dann ergeben sich jedoch bei den Gebietskörperschaften ab 197o, bei der Sozialversicherung ab 1975 ständig Defizite.
Durch die bisher eingetretene Entwicklung ist dieses Prognoseergebnis für den Sektor "Gebietskörperschaften" eindeutig bestätigt worden. Ob die zur Zeit auftretenden Finanzierungslücken in einigen Teilbereichen der Sozialversicherung nur konjunkturell bedingt sind und nicht doch - wie im Modell unterstellt - strukturelle Ursachen haben, bleibt abzuwarten.

8. Vergleicht man die Entwicklung der Bruttoeinkommen und der nach Abzug der direkten Steuern und Sozialversicherungsabgaben verbleibenden verfügbaren Einkommen bei den drei Haushaltssektoren, dann kommt man zu folgenden Ergebnissen.
Von 196o bis 198o erfolgt ein stetiges Anwachsen des Anteils der Arbeitnehmer und Rentner an den Gesamteinnahmen aller privaten Haushalte zulasten des Selbständigenanteils. Dies ist auch bei den Anteilen am verfügbaren Einkommen der Fall, jedoch ist dabei der Anstieg des Arbeitnehmeranteils längst nicht so stark, die Minderung des Selbständigenanteils entsprechend weniger ausgeprägt. Die Ursache dafür ist in der stark unterschiedlichen Entwicklung der Belastung dieser beiden Haushaltsgruppen mit direkten Steuern und Sozialversicherungsabgaben zu sehen. Diese fällt im betrachteten Zeitraum bei den Selbständigen von 2o,6 % auf 16,3 % und steigt bei den Arbeitnehmern von 27,6 % auf 32,o %, jeweils gemessen an den Bruttoeinkommen der betreffenden Haushaltsgruppe. Auch

diese vom Modell simulierten Veränderungen stimmen mit den bisher bekanntgewordenen statistischen Daten sehr gut überein.

Modell II

1. Die Schätzung der Einzelgleichungen des um die Akzeleratorhypothese erweiterten Mehr-Sektoren-Modells erbrachte im Durchschnitt eine bessere Anpassung an die beobachteten Werte als dies beim Modell I der Fall war.

2. Dennoch waren die mit verschiedenen Versionen des erweiterten Modells erzielten Ergebnisse völlig unbefriedigend. In allen Fällen traten während der Referenzperiode mehr oder weniger stark ausgeprägte kurzfristige Oszillationen bei den Sektoreinnahmen auf, die sich im Prognosezeitraum noch verstärkten. Diese von den Modellen simulierte Entwicklung steht im Widerspruch zur tatsächlich weitgehend schwankungsfrei verlaufenen Expansion des Einkommenskreislaufs.

3. Da sich in einem ebenfalls unter Einbeziehung der Akzeleratorhypothese konzipierten Mehr-Sektoren-Modell von Schumann die gleiche Schwäche zeigte, kann man wohl den Schluß ziehen, daß so erweiterte Mehr-Sektoren-Modelle die Eigenschaft besitzen, eine in den Daten nur schwach ausgeprägte konjunkturelle Bewegung so zu verstärken, daß die von Modellen dieses Typs simulierte Entwicklung nur noch aus Osziallationen besteht.

Aufgrund dieser in zusammengefaßter Form noch einmal dargestellten Ergebnisse läßt sich die Behauptung vertreten, daß mit dem einfachen Mehr-Sektoren-Modell eine zufriedenstellende Analyse und plausible Prognose der wesentlichen Strukturmerkmale und mittelfristigen Entwicklungstendenzen des Einkommenskreislaufs der BRD

von 1960 bis 1980 erstellt werden konnte. Dies und die im Vergleich zu anders aufgebauten makroökonomischen Prognosemodellen relativ einfach mögliche Ermittlung der speziellen Eigenschaften eines solchen Modells sprechen dafür, dem Instrument der Sektorenanalyse in der hier erfolgreich angewandten Form in Zukunft stärkere Beachtung bei der Untersuchung von Strukturveränderungen und Wachstumstendenzen disaggregierter Kreislaufsysteme zu schenken. Dagegen scheint der Versuch erfolglos zu sein, durch eine Erweiterung dieses Instrumentariums um die Akzeleratorhypothese auch konjunkturelle Bewegungen aus der Struktur des Einkommenskreislaufs selbst heraus erklären zu wollen.

A N H A N G

T A B E L L E A 1

Ausgaben und Einnahmen der Unternehmen
(1. Sektor)
in den Jahren 195o - 197o

Jahr	Ausgaben an die Sektoren (A_{11} ; i = 1,2, ..., 7) in Mio DM							Gesamte Ausgaben	Gesamte Einnahmen
	Unternehmen	Selbständige	Arbeitnehmer	Rentner	Gebietskörpersch.	Sozialversicherung	Ausland		
	A_{11}	A_{21}	A_{31}	A_{41}	A_{51}	A_{61}	A_{71}	A_1	Y_1
195o	2o7.7oo	28.39o	39.75o	8o	17.92o	1.35o	11.31o	3o6.5oo	296.o5o
1951	296.41o	34.62o	48.6oo	1oo	23.47o	1.64o	14.8oo	392.64o	378.6oo
1952	292.4oo	38.29o	53.79o	13o	27.84o	2.o5o	16.89o	431.39o	415.74o
1953	3o4.87o	39.4oo	59.71o	14o	3o.o4o	2.16o	18.o3o	454.35o	438.83o
1954	331.59o	41.53o	65.87o	18o	31.85o	2.47o	23.14o	496.63o	477.79o
1955	388.94o	47.79o	75.55o	25o	35.88o	2.69o	29.35o	58o.35o	554.72o
1956	429.57o	52.55o	84.8oo	29o	39.24o	3.o9o	33.6oo	643.14o	616.44o
1957	46o.49o	56.84o	92.79o	35o	42.91o	3.34o	39.11o	695.83o	668.49o
1958	477.18o	59.78o	1oo.35o	42o	44.98o	3.57o	4o.48o	726.76o	699.73o
1959	52o.o4o	65.79o	1o8.18o	51o	49.53o	3.77o	46.34o	794.16o	763.6oo
196o	588.94o	73.o3o	121.75o	69o	55.8oo	3.94o	55.45o	899.6oo	859.65o
1961	634.61o	76.82o	136.89o	8oo	62.o4o	4.21o	58.71o	974.o8o	929.89o
1962	681.14o	78.87o	151.96o	91o	66.97o	4.66o	64.79o	1o49.4oo	1oo5.o3o
1963	7o8.56o	83.81o	162.69o	1.o4o	69.61o	5.15o	69.49o	11oo.35o	1o57.82o
1964	782.41o	91.8oo	178.93o	1.19o	75.35o	5.88o	77.99o	1213.55o	1o61.89o
1965	86o.45o	1o1.ooo	197.41o	1.46o	8o.58o	6.29o	91.74o	1338.93o	1278.81o
1966	889.62o	1o4.48o	212.29o	1.75o	84.5oo	6.78o	96.o7o	1395.49o	1342.89o
1967	872.o1o	1o3.96o	21o.93o	1.84o	87.o4o	7.ooo	94.57o	1377.35o	1341.4oo
1968	978.88o	119.84o	227.29o	2.11o	91.51o	7.o8o	1o6.59o	1533.3oo	1483.74o
1969	1124.73o	126.43o	256.33o	2.46o	1o9.98o	7.49o	127.4oo	1754.82o	1689.98o
197o	1265.o6o	14o.55o	3o2.31o	2.8oo	112.o1o	7.97o	147.39o	1978.o9o	1896.96o

T A B E L L E A 2

Ausgaben und Einnahmen der Selbständigenhaushalte
(2. Sektor)
in den Jahren 195o - 197o

Jahr	Ausgaben an die Sektoren (A_{12} ; i = 1,2, ..., 7) in Mio DM							Gesamte Ausgaben	Gesamte Einnahmen
	Unternehmen	Selbständige	Arbeitnehmer	Rentner	Gebietskörpersch.	Sozialversicherung	Ausland		
	A_{12}	A_{22}	A_{32}	A_{42}	A_{52}	A_{62}	A_{72}	A_2	Y_2
195o	17.44o		93o		4.o2o	22o	o	22.61o	29.1oo
1951	19.67o		1.o5o		4.37o	32o	1o	25.42o	35.24o
1952	22.11o		1.16o		6.o4o	38o	1o	29.7oo	38.91o
1953	23.65o		1.32o		7.12o	39o	2o	32.5oo	4o.6oo
1954	24.21o		1.41o		7.21o	46o	3o	33.32o	43.13o
1955	26.13o		1.56o		7.15o	71o	3o	35.58o	49.27o
1956	28.27o		1.71o		7.79o	83o	4o	38.46o	56.14o
1957	3o.27o		1.83o		8.4oo	74o	6o	41.3oo	58.52o
1958	32.18o		1.95o		8.15o	96o	7o	43.31o	62.6oo
1959	34.88o		2.1oo		1o.61o	1.o4o	8o	48.71o	68.4oo
196o	37.77o		2.19o		12.33o	1.17o	1oo	53.56o	75.86o
1961	4o.32o		2.18o		14.34o	1.32o	11o	58.27o	8o.86o
1962	42.o3o		2.29o		15.95o	1.35o	12o	61.47o	84.o1o
1963	46.98o		2.36o		17.o7o	1.45o	1oo	67.96o	87.67o
1964	49.43o		2.4oo		18.12o	1.46o	12o	71.53o	95.84o
1965	54.84o		2.42o		18.32o	1.47o	14o	77.69o	1o5.o7o
1966	57.21o		2.55o		2o.35o	1.69o	14o	81.94o	1o8.69o
1967	58.97o		2.62o		2o.32o	1.93o	14o	83.98o	1o8.45o
1968	67.23o		2.74o		21.37o	2.14o	16o	93.64o	124.37o
1969	76.57o		2.96o		22.37o	2.49o	17o	1o4.56o	131.72o
197o	83.o8o		3.13o		23.13o	2.97o	18o	112.49o	147.24o

T A B E L L E A 3

Ausgaben und Einnahmen der Arbeitnehmerhaushalte
(3. Sektor)
in den Jahren 195o - 197o

Jahr	Ausgaben an die Sektoren (A_{13} ; i = 1,2, ..., 7) in Mio DM							Gesamte Ausgaben	Gesamte Einnahmen
	Unternehmen	Selbständige	Arbeitnehmer	Rentner	Gebietskörpersch.	Sozialversicherung	Ausland		
	A_{13}	A_{23}	A_{33}	A_{43}	A_{53}	A_{63}	A_{73}	A_3	Y_3
195o	39.o5o				2.7oo	8.18o	3o	49.96o	51.25o
1951	45.77o				4.o1o	9.79o	16o	59.73o	61.31o
1952	5o.14o				4.79o	1o.89o	17o	65.99o	68.58o
1953	55.79o				4.84o	12.25o	21o	73.o9o	76.66o
1954	61.17o				5.o6o	13.26o	18o	79.67o	84.o2o
1955	69.99o				5.94o	15.16o	22o	91.31o	95.58o
1956	73.39o				6.83o	16.91o	29o	1o2.42o	1o7.19o
1957	84.13o				6.18o	2o.65o	35o	111.31o	118.11o
1958	9o.8oo				6.94o	23.52o	36o	121.62o	129.33o
1959	97.66o				7.1oo	25.o2o	45o	13o.23o	138.45o
196o	1o7.52o				9.41o	28.o9o	67o	145.69o	155.11o
1961	119.47o				11.92o	3o.86o	1.o3o	163.28o	174.38o
1962	131.42o				13.83o	34.19o	1.43o	18o.87o	193.34o
1963	138.16o				15.44o	36.8oo	1.78o	192.18o	2o7.74o
1964	149.o8o				18.24o	39.25o	2.2oo	2o8.77o	227.73o
1965	165.o3o				18.83o	43.43o	2.96o	23o.21o	262.61o
1966	177.o4o				21.8oo	49.o6o	3.38o	25o.28o	272.89o
1967	177.45o				22.57o	49.1oo	3.o6o	252.18o	275.7oo
1968	183.92o				25.54o	54.28o	3.1oo	266.84o	295.61o
1969	2o2.79o				31.16o	63.17o	4.o6o	3o1.18o	33.187o
197o	228.22o				4o.85o	75.45o	5.82o	35o.34o	386.45o

T A B E L L E A 4

Ausgaben und Einnahmen der Rentnerhaushalte
(4. Sektor)
in den Jahren 195o - 197o

Jahr	Ausgaben an die Sektoren (A_{i4} ; i = 1,2, ..., 7) in Mio DM							Gesamte Ausgaben	Gesamte Einnahmen
	Unternehmen	Selbständige	Arbeitnehmer	Rentner	Gebietskörpersch.	Sozialversicherung	Ausland		
	A_{14}	A_{24}	A_{34}	A_{44}	A_{54}	A_{64}	A_{74}	A_4	Y_4
195o	9.27o				31o	1o		9.59o	9.85o
1951	11.o6o				35o	1o		11.42o	11.72o
1952	12.73o				45o	1o		13.19o	13.85o
1953	13.22o				49o	1o		13.72o	14.61o
1954	13.9oo				5oo	2o		14.42o	15.52o
1955	15.39o				53o	2o		15.94o	16.91o
1956	17.45o				57o	3o		18.o5o	18.73o
1957	21.1oo				63o	6o		21.79o	23.16o
1958	23.13o				65o	6o		23.84o	25.7oo
1959	23.65o				73o	8o		24.46o	26.58o
196o	25.17o				85o	9o		26.11o	28.21o
1961	27.27o				99o	1oo		28.36o	3o.64o
1962	29.85o				1.12o	19o		31.16o	33.16o
1963	31.3oo				1.22o	21o		32.73o	35.61o
1964	35.13o				1.36o	29o		36.78o	39.95o
1965	37.93o				1.42o	33o		39.68o	44.48o
1966	43.33o				1.2oo	4oo		44.93o	48.7oo
1967	48.8oo				1.29o	42o		5o.51o	54.15o
1968	5o.93o				1.38o	46o		52.77o	57.49o
1969	54.9oo				1.54o	49o		56.93o	62.82o
197o	6o.5oo				1.78o	53o		62.81o	69.3oo

T A B E L L E A 5

Ausgaben und Einnahmen der Gebietskörperschaften
(5. Sektor)
in den Jahren 195o - 197o

Jahr	Ausgaben an die Sektoren (A_{i5} ; i = 1,2, ..., 7) in Mio DM							Gesamte Ausgaben	Gesamte Einnahmen
	Unternehmen	Selbständige	Arbeitnehmer	Rentner	Gebietskörpersch.	Sozialversicherung	Ausland		
	A_{15}	A_{25}	A_{35}	A_{45}	A_{55}	A_{65}	A_{75}	A_5	Y_5
195o	1o.79o	62o	8.3oo	3.51o	7o	2.1oo	55o	25.94o	25.6oo
1951	13.92o	48o	8.99o	4.19o	7o	2.77o	83o	31.25o	33.23o
1952	16.25o	46o	1o.38o	4.48o	9o	3.94o	59o	36.19o	4o.o6o
1953	15.97o	1.o7o	11.97o	4.49o	12o	4.83o	93o	39.38o	52.43o
1954	16.55o	1.47o	12.71o	4.6oo	17o	5.o6o	1.1oo	41.66o	46.64o
1955	18.37o	1.18o	13.92o	4.59o	2oo	5.46o	1.23o	44.95o	5o.52o
1956	19.85o	1.29o	15.6oo	4.86o	22o	6.11o	1.47o	49.4oo	55.62o
1957	21.66o	1.3oo	17.25o	5.o2o	2oo	7.1oo	1.78o	54.32o	59.35o
1958	23.98o	2.41o	18.72o	4.97o	19o	8.o1o	1.9oo	6o.18o	62.o8o
1959	28.51o	2.o9o	19.36o	4.86o	23o	8.41o	2.69o	66.15o	69.45o
196o	32.45o	2.31o	21.63o	5.o1o	38o	8.6oo	2.86o	73.24o	8o.17o
1961	37.26o	3.36o	24.48o	5.29o	33o	11.81o	3.51o	86.o4o	91.o8o
1962	45.58o	4.3oo	27.17o	5.33o	57o	1o.85o	3.71o	97.51o	99.96o
1963	5o.92o	3.o4o	29.76o	5.3oo	41o	11.68o	3.27o	1o4.38o	1o5.449
1964	54.71o	3.32o	33.81o	6.22o	45o	12.9oo	3.15o	114.56o	115.41o
1965	59.97o	3.46o	39.87o	6.83o	39o	13.89o	3.55o	127.96o	122.28o
1966	61.73o	3.52o	44.22o	6.93o	46o	15.1oo	2.94o	134.9oo	13o.94o
1967	61.51o	3.76o	46.68o	7.77o	44o	16.51o	3.26o	139.39o	134.6oo
1968	65.17o	3.7oo	49.51o	7.8oo	47o	16.77o	4.95o	148.37o	144.36o
1969	73.42o	4.36o	55.23o	7.91o	48o	17.36o	5.54o	164.3oo	17o.26o
197o	84.57o	5.63o	63.53o	8.83o	51o	17.8oo	5.12o	185.99o	183.82o

T A B E L L E A 6

Ausgaben und Einnahmen der Sozialversicherung (6. Sektor) in den Jahren 1950 - 1970

Jahr	Ausgaben an die Sektoren (A_{16} ; i = 1,2, ..., 7) in Mio DM							Gesamte Ausgaben	Gesamte Einnahmen
	Unternehmen	Selbständige	Arbeitnehmer	Rentner	Gebietskörpersch.	Sozialversicherung	Ausland		
	A_{16}	A_{26}	A_{36}	A_{46}	A_{56}	A_{66}	A_{76}	A_6	Y_6
1950	1.820	80	2.150	6.260	380		0	10.690	11.860
1951	2.210	120	2.500	7.430	420		10	12.690	14.530
1952	2.580	140	3.000	9.240	510		50	15.520	17.270
1953	2.940	110	3.290	9.980	560		50	16.930	19.640
1954	3.180	100	3.580	10.740	570		40	18.210	21.270
1955	3.580	270	4.100	12.070	630		50	20.700	24.040
1956	4.080	270	4.560	13.580	730		60	23.280	26.970
1957	4.640	340	5.680	17.780	840		110	29.390	31.920
1958	5.370	370	7.170	20.310	970		160	34.350	36.150
1959	5.920	460	7.510	21.210	1.040		170	36.310	38.350
1960	6.580	480	8.090	22.510	1.120		170	38.950	41.940
1961	7.270	610	9.380	24.550	1.250		210	43.270	48.370
1962	8.210	720	10.400	26.920	1.400		230	47.880	51.310
1963	8.980	700	11.340	29.270	1.580		250	52.120	55.370
1964	9.800	560	10.970	32.540	1.780		290	55.940	59.860
1965	11.330	410	11.260	36.190	2.020		320	61.530	65.410
1966	13.430	460	12.090	40.020	2.340		370	68.710	72.140
1967	14.410	470	13.630	44.540	2.590		420	76.060	75.040
1968	15.820	480	14.140	47.580	2.880		550	81.450	80.810
1969	17.750	500	15.350	52.450	3.250		630	89.930	91.920
1970	19.980	540	15.290	57.670	3.770		700	97.950	104.890

T A B E L L E A 7

Ausgaben und Einnahmen des Auslands
(7. Sektor)
in den Jahren 195o - 197o

Jahr	Ausgaben an die Sektoren (A_{i7} ; i = 1,2, ... , 7) in Mio DM							Gesamte Ausgaben	Gesamte Einnahmen
	Unternehmen	Selbständige	Arbeitnehmer	Rentner	Gebietskörpersch.	Sozialversicherung	Ausland		
	A_{17}	A_{27}	A_{37}	A_{47}	A_{57}	A_{67}	A_{77}	A_7	Y_7
195o	9.98o	1o	12o		2oo	o		1o.31o	11.89o
1951	16.56o	2o	17o		54o	o		17.29o	15.81o
1952	19.53o	2o	25o		34o	o		2o.14o	17.71o
1953	22.39o	2o	37o		9.26o	o		32.o4o	19.24o
1954	27.19o	3o	45o		28o	o		27.95o	24.49o
1955	32.32o	3o	45o		19o	o		32.99o	3o.78o
1956	38.83o	3o	52o		24o	o		39.62o	35.46o
1957	46.2oo	4o	56o		19o	3o		47.o2o	41.41o
1958	47.o9o	4o	1.14o		2oo	3o		48.5oo	42.97o
1959	52.94o	6o	1.39o		21o	3o		54.63o	49.73o
196o	61.22o	4o	1.44o		28o	5o		63.o3o	59.25o
1961	63.96o	7o	1.45o		21o	7o		65.49o	63.57o
1962	66.8oo	12o	1.52o		12o	7o		68.63o	7o.28o
1963	72.92o	12o	1.59o		11o	8o		74.82o	74.89o
1964	81.33o	16o	1.62o		11o	8o		83.3oo	83.75o
1965	89.26o	2oo	1.65o		17o	9o		91.37o	98.71o
1966	1oo.53o	23o	1.74o		29o	11o		1o2.9oo	1o2.9oo
1967	1o8.25o	26o	1.84o		35o	8o		11o.78o	1o1.45o
1968	121.79o	35o	1.93o		1.21o	8o		125.36o	115.35o
1969	139.82o	43o	2.ooo		1.48o	12o		143.85o	137.8oo
197o	155.55o	52o	2.19o		1.77o	17o		16o.2oo	159.21o

Ausgaben der Unternehmen für Vorleistungen
und Bruttoinvestitionen (1. Kategorie)

TABELLE A 8

Die Anpassung der Variablen A_{11}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio. DM			in v.H.
1961	634.41o	614.9o7	- 19.7o3	- 3,1
1962	681.14o	667.24o	- 13.9oo	- 2,o
1963	7o8.56o	723.224	14.664	2,1
1964	782.41o	762.556	- 19.854	- 2,5
1965	86o.45o	84o.o95	- 2o.355	- 2,4
1966	889.62o	927.2o7	37.587	4,2
1967	872.o1o	974.951	1o2.941	11,8
1968	978.88o	973.841	- 5.o39	- o,5
1969	1.124.73o	1.o79.892	- 44.838	- 4,o
197o	1.265.o6o	1.233.554	- 31.5o6	- 2,5

$A_{11}^{t} = - 25.586 + o,745o6 \; Y_1^{t-1}$

$R^2 = o,953$

DW = 1,39

t = 12.7937

MAF = 3,5

Selbständigeneinkommen aus Unternehmertätigkeit
und Vermögen von Unternehmen (1. Kategorie)

TABELLE A 9

Die Anpassung der Variablen A_{21}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	76.82o	74.618	- 2.2o2	- 2,9
1962	78.87o	8o.178	1.3o8	1,7
1963	83.81o	86.126	2.316	2,8
1964	91.8oo	9o.3o5	- 1.495	- 1,6
1965	1o1.ooo	98.543	- 2.457	- 2,4
1966	1o4.48o	1o7.798	3.318	3,2
1967	1o3.96o	112.871	8.911	8,6
1968	119.84o	112.753	- 7.o87	- 5,9
1969	126.43o	124.o21	- 2.4o9	- 1,9
197o	14o.55o	14o.346	- 2o4	- o,1

$A_{21}^{t} = 6.569 + o,o7916 \; Y_1^{t-1}$

$R^2 = o.958$

DW = 2,26

t = 13,5822

MAF = 3,1

Lohneinkommen der Arbeitnehmerhaushalte
von Unternehmen (1. Kategorie)

TABELLE A 1o

Die Anpassung der Variablen A_{31}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	136.89o	136.o38	- 852	- o,6
1962	151.96o	149.4o9	- 2.551	- 1,7
1963	162.69o	163.713	1.o23	o,6
1964	178.93o	173.762	- 5.168	- 2,9
1965	197.41o	193.572	- 3.838	- 1,9
1966	212.29o	215.829	3.539	1,7
1967	21o.93o	228.o27	17.o97	8,1
1968	227.29o	227.743	453	o,2
1969	256.33o	254.839	- 1.491	- o,6
197o	3o2.31o	294.o98	- 8.212	- 2,7

$A_{31}^{t} = - 27.6o3 + o,19o36\ Y_{1}^{t-1}$

$R^2 = o,981$

DW = 1,46

t = 2o.4687

MAF = 2,1

Vermögenseinkommen der Rentnerhaushalte
von Unternehmen (3. Kategorie)

TABELLE A 11

Die Anpassung der Variablen A_{41}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	8oo	723	- 77	- 9,7
1962	91o	9o3	- 7	- o,8
1963	1.o4o	1.o96	56	5,4
1964	1.19o	1.232	42	3,5
1965	1.46o	1.499	39	2,7
1966	1.75o	1.8oo	5o	2,8
1967	1.84o	1.964	124	6,8
1968	2.11o	1.961	- 149	- 7,1
1969	2.46o	2.326	- 134	- 5,4
197o	2.8oo	2.856	56	2,o

$A_{41}^{t} = - 1.486 + o,oo257\ Y_{1}^{t-1}$

R^2 = o,982
DW = 1,71
t = 2o.953o
MAF = 4,6

Indirekte Steuern und direkte Steuern
der Unternehmen (1. Kategorie)

TABELLE A 12

Die Anpassung der Variablen A_{51}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	62.o4o	61.43o	- 61o	- 1,o
1962	66.97o	65.882	- 1.o88	- 1,6
1963	69.61o	7o.644	1.o34	1,5
1964	75.35o	73.99o	- 1.36o	- 1,8
1965	8o.58o	8o.586	6	o,o
1966	84.5oo	87.996	3.496	4,1
1967	87.o4o	92.o58	5.o18	5,8
1968	91.51o	91.963	453	o,5
1969	1o9.98o	1oo.985	- 8.995	- 8,2
197o	112.o1o	114.o56	2.o46	1,8

$A_{51}^{t} = 6.946 + o,o6338 \; Y_{1}^{t-1}$

R^2 = o,951
DW = 2,o4
t = 12,4496
MAF = 2,6

Beiträge zur gesetzlichen Unfallversicherung und geleistete Einkommen aus Vermögen an die Sozialversicherung (2. Kategorie)

TABELLE A 13

Die Anpassung der Variablen A_{61}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	4.21o	4.599	389	9,2
1962	4.66o	4.926	266	5,7
1963	5.15o	5.275	125	2,4
1964	5.88o	5.52o	- 36o	- 6,1
1965	6.29o	6.oo4	- 286	- 4,6
1966	6.78o	6.547	- 233	- 3,4
1967	7.ooo	6.845	- 155	- 2,2
1968	7.o8o	6.838	- 242	- 3,4
1969	7.49o	7.499	9	o,1
197o	7.97o	8.457	487	6,1

$A_{61}^{t} = 6o5 + o,oo465\ Y_{1}^{t-1}$

$R^2 = o,941$

DW = (o,71)

t = 11,3385

MAF = 4,3

Ausgaben der Unternehmen für Importe
(1. Kategorie)

TABELLE A 14

Die Anpassung der Variablen A_{71}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	58.710	55.933	- 2.777	- 4,7
1962	64.790	63.351	- 1.439	- 2,2
1963	69.490	71.287	1.797	2,6
1964	77.990	76.862	- 1.128	- 1,4
1965	91.740	87.853	- 3.887	- 4,2
1966	96.070	100.202	4.132	4,3
1967	94.570	106.969	12.399	13,1
1968	106.590	106.812	222	0,2
1969	127.400	121.845	- 5.555	- 4,4
1970	147.390	143.626	- 3.764	- 2,6

$$A_{71}^{t} = 34.856 + 0,10561 \; Y_{1}^{t-1}$$

R^2 = 0,965
DW = 1,41
t = 14,9384
MAF = 4,0

Konsumausgaben der Selbständigenhaushalte
(1. Kategorie)

TABELLE A 15

Die Anpassung der Variablen A_{12}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	4o.32o	39.376	- 944	- 2,3
1962	42.o3o	43.125	1.o95	2,6
1963	46.98o	45.487	- 1.493	- 3,2
1964	49.43o	48.231	- 1.199	- 2,4
1965	54.84o	54.357	- 483	- o,9
1966	57.21o	61.277	4.o67	7,1
1967	58.97o	63.991	5.o21	8,5
1968	67.23o	63.811	- 3.419	- 5,1
1969	76.57o	75.747	- 823	- 1,1
197o	83.o8o	81.258	- 1.822	- 2,2

$A_{12}^{t} = - 17.5oo + o,74976 \; Y_2^{t-1}$

$R^2 = o,965$

DW = 1,77

t = 14,9355

MAF = 3,5

Lohneinkommen der Arbeitnehmerhaushalte von Selbständigen (3. Kategorie)

TABELLE A 16

Die Anpassung der Variablen A_{32}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	2.18o	2.178	- 2	- o,1
1962	2.29o	2.257	- 33	- 1,4
1963	2.36o	2.3o7	- 53	- 2,2
1964	2.4oo	2.365	- 35	- 1,4
1965	2.42o	2.495	75	3,1
1966	2.55o	2.641	91	3,6
1967	2.62o	2.699	79	3,o
1968	2.74o	2.695	- 45	- 1,6
1969	2.96o	2.948	- 12	- o,4
197o	3.13o	3.o64	- 66	- 2,1

$A_{32}^{t} = 975 + +,+1586 \; Y_2^{t-1}$

$R^2 = o,961$

DW = 1,o5

t = 14.1224

MAF = 1,9

Direkte Steuern der Selbständigenhaushalte
(2. Kategorie)

TABELLE A 17

Die Anpassung der Variablen A_{52}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	14.34o	15.584	1.244	8,7
1962	15.95o	16.322	372	2,3
1963	17.o7o	16.787	- 283	- 1,7
1964	18.12o	17.327	- 793	- 4,4
1965	18.82o	18.533	- 287	- 1,5
1966	2o.35o	19.895	- 455	- 2,2
1967	2o.32o	2o.429	1o9	o,5
1968	21.37o	2o.394	- 976	- 4,6
1969	22.37o	22.743	373	1,7
197o	23.13o	23.828	698	3,o

$$A_{52}^{t} = 4.388 + o,14759 \; Y_2^{t-1}$$

R^2 = o,941
DW = 1,21
t = 11,3229
MAF = 3,1

Sozialversicherungsbeiträge der Selbständigenhaushalte
(3. Kategorie)

TABELLE A 18

Die Anpassung der Variablen A_{62}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	1.32o	1.14o	- 18o	- 13,7
1962	1.35o	1.28o	- 7o	- 5,2
1963	1.45o	1.369	- 81	- 5,6
1964	1.46o	1.472	12	o,8
1965	1.47o	1.7o4	233	15,8
1966	1.69o	1.963	273	16,1
1967	1,93o	2.o65	135	7,o
1968	2.14o	2.o58	- 82	- 3,8
1969	2.49o	2.5o7	17	o,7
197o	2.97o	2.714	- 256	- 8,6

$$A_{62}^{t} = - 998 + o,o2818 \; Y_{2}^{t-1}$$

R^2 = o,9o5
DW = (o,84)
t = 8,712o
MAF = 7,7

Vermögensübertragungen der Selbständigenhaushalte an das Ausland (4. Kategorie)

TABELLE A 19

Die Anpassung der Variablen A_{72}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	11o	1o6	- 4	- 3,9
1962	12o	112	- 8	- 6,4
1963	1oo	116	16	16,o
1964	12o	121	1	1,1
1965	14o	132	- 8	- 5,7
1966	14o	144	4	2,9
1967	14o	149	9	6,6
1968	16o	149	- 11	- 7,o
1969	17o	17o	- o	- o,o
197o	18o	18o	- o	- o,o

$$A_{72}^{t} = 5 + o,oo132\ Y_{2}^{t-1}$$

R^2 = o,896
DW = 2,53
t = 8,3o38
MAF = 5,o

Konsumausgaben der Arbeitnehmerhaushalte
(1. Kategorie)

TABELLE A 2o

Die Anpassung der Variablen A_{13}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	119.47o	118.o76	- 1.394	- 1,2
1962	131.42o	129.419	- 2.oo1	- 1,5
1963	138.16o	14o.574	2.414	1,7
1964	149.o8o	149.o45	- 35	- o,o
1965	165.o3o	16o.8o6	- 4.224	- 2,6
1966	177.o4o	175.443	- 1.597	- o,9
1967	177.45o	187.374	9.924	5,6
1968	183.92o	189.o28	5.1o8	2,8
1969	2o2.79o	2oo.741	- 2.o49	- 1,o
197o	228.22o	222.o74	- 6.146	- 2,7

$A_{13}^{t} = 26.828 + o,58832 \; Y_{3}^{t-1}$

$R^2 = o,981$

DW = 1,38

t = 2o,o717

MAF = 2,o

Direkte Steuern der Arbeitnehmerhaushalte
(2. Kategorie)

TABELLE A 21

Die Anpassung der Variablen A_{53}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	11.92o	9.759	- 2.161	- 18,1
1962	13.83o	12.588	- 1.242	- 9,o
1963	15.44o	15.369	- 71	- o,5
1964	18.24o	17.482	- 758	- 4,2
1965	18.88o	2o.414	1.534	8,1
1966	21.8oo	24.o64	2.264	1o,4
1967	22.57o	27.o39	4.469	19,8
1968	25.54o	27.451	1.911	7,5
1969	31.16o	3o.372	- 788	- 2,5
197o	4o.85o	35.692	- 5.158	- 12,6

$$A_{53}^{t} = - 12.994 + o,1467o \; Y_{3}^{t-1}$$

R^2 = o,9o5
DW = (o,71)
t = 8,7427o
MAF = 9,3

Sozialversicherungsbeiträge der Arbeitnehmerhaushalte (1. Kategorie)

TABELLE A 22

Die Anpassung der Variablen A_{63}

Jahr	Beobachtete Werte	Frrechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	3o.86o	27.665	- 3.195	- 1o,4
1962	34.19o	32.228	- 1.962	- 5,7
1963	36.8oo	36.715	- 85	- o,2
1964	39.25o	4o.123	873	2,2
1965	43.34o	44.854	1.514	3,5
1966	48.o6o	5o.743	2.683	5,6
1967	49.1oo	55.542	6.442	13,1
1968	54.28o	56.2o7	1.927	3,6
1969	63.17o	6o.919	- 2.251	- 3,6
197o	75.45o	69.5o1	- 5.949	- 7,9

$$A_{63}^{t} = - 9.042 + o,23667 \; Y_{3}^{t-1}$$

R^2 = o,936
DW = (o,67)
t = 1o,8532
MAF = 5,6

Laufende Übertragungen der Arbeitnehmerhaushalte
an das Auslang (Gastarbeiterüberweisungen)
(3. Kategorie)

TABELLE A 23

Die Anpassung der Variablen A_{73}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	1.o3o	915	- 115	- 11,2
1962	1.43o	1.369	- 61	- 4,3
1963	1.78o	1.815	35	2,o
1964	2.2oo	2.154	- 46	- 2,1
1965	2.96o	2.624	- 336	- 11,4
1966	3.38o	3.2o9	- 171	- 5,o
1967	3.o6o	3.687	627	2o,5
1968	3.1oo	3.753	653	21,1
1969	4.o6o	4.221	161	4,o
197o	5.82o	5.o74	- 746	- 12,8

$$A^{t}_{73} = - 2{,}734 + o{,}o2353 \; Y_3^{t-1}$$

R^2 = o,911
DW = 1,17
t = 9,o517
MAF = 9,4

Konsumausgaben der Rentnerhaushalte (1. Kategorie)

TABELLE A 24

Die Anpassung der Variablen A_{14}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	27.27o	27.4o5	135	o,5
1962	29.85o	29.791	- 129	- o,4
1963	31.3oo	32.122	822	2,6
1964	35.13o	34.456	- 674	- 1,9
1965	37.93o	38.591	661	1,7
1966	43.33o	42.9o8	- 422	- 1,o
1967	48.8oo	46.929	-1.871	- 3,8
1968	5o.93o	52.122	1.192	2,3
1969	54.9oo	55.3o4	4o4	o,7
197o	6o.5oo	6o.383	- 117	- o,2

$A_{14}^{t} = 526 + o,95283 \; Y_{4}^{t-1}$

$R^2 = o,994$

DW = 2,7o

t = 36,9227

MAF = 1,5

Direkte Steuern der Rentnerhaushalte
(3. Kategorie)

TABELLE A 25

Die Anpassung der Variablen A_{54}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	99o	1.o89	99	1o,o
1962	1.12o	1.127	7	o,7
1963	1.22o	1.167	- 53	- 4,3
1964	1.36o	1.2o6	- 154	- 11,4
1965	1.42o	1.274	- 146	- 1o,3
1966	1.2oo	1.345	145	12,1
1967	1.29o	1.411	121	9,4
1968	1.38o	1.497	117	8,5
1969	1.54o	1.55o	1o	o,6
197o	1.78o	1.634	- 146	- 8,2

$A^{t}_{54} = 646 + o,o1573 \; Y^{t-1}_{4}$

$R^2 = o,712$

DW = 1,11

t = 4,451o

MAF = 7,6

Laufende Übertragungen der Rentnerhaushalte an die Sozialversicherung (4. Kategorie)

TABELLE A 26

Die Anpassung der Variablen A_{64}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	1oo	165	65	65,o
1962	19o	193	3	1,8
1963	21o	222	12	5,9
1964	29o	251	- 39	- 13,5
1965	33o	3o1	- 29	- 8,8
1966	4oo	353	- 47	- 11,7
1967	42o	4o2	- 18	- 4,3
1968	46o	465	5	1,o
1969	49o	5o3	13	2,7
197o	53o	565	35	6,5

$A_{64}^{t} = - 16o + o,o1153 \; Y_{4}^{t-1}$

R^2 = o,941
DW = (o,83)
t = 11,2994
MAF 12,2

Ausgaben der Gebietskörperschaften an die Unternehmen für Vorleistungen und Bruttoinvestitionen (1. Kategorie)

TABELLE A 27

Die Anpassung der Variablen A_{15}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	37.260	39.960	2.700	7,2
1962	45.580	45.383	- 197	- 0,4
1963	50.920	49.796	- 1.124	- 2,2
1964	54.710	52.520	- 2.190	- 4,0
1965	59.970	57.476	- 2.494	- 4,2
1966	61.730	60.891	- 839	- 1,4
1967	61.510	65.195	3.685	6,0
1968	65.170	67.014	1.844	2,8
1969	73.420	71.866	- 1.555	- 2,1
1970	84.570	84.739	169	0,2

$A_{15}^{t} = 111 + 0{,}49705 \; Y_{5}^{t-1}$

$R^2 = 0{,}976$

DW = 1,30

t = 17,9971

MAF = 3,1

Vermögensübertragungen der Gebietskörperschaften
an Selbständigenhaushalte (3. Kategorie)

TABELLE A 28

Die Anpassung der Variablen A_{25}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	3.36o	3.o6o	- 3oo	- 8,9
1962	4.3oo	3.278	- 1.o22	- 23,8
1963	3.o4o	3.455	415	13,7
1964	3.32o	3.565	245	7,4
1965	3.46o	3.764	3o4	8,8
1966	3.52o	3.9o2	382	1o,8
1967	3.76o	4.o75	315	8,4
1968	3.7oo	4.148	448	12,1
1969	4.36o	4.343	- 17	- o,4
197o	5.63o	4.861	- 769	- 13,7

$A_{25}^{t} = 1.457 + o,o1999 \; Y_5^{t-1}$

$R^2 = (o,51o)$

DW = 1,37

t = 2,8872

MAF = 1o,8

Sozialleistungen und Löhne der Gebietskörperschaften an Arbeitnehmerhaushalte
(1. Kategorie)

TABELLE A 29

Die Anpassung der Variablen A_{35}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	24.480	22.919	- 1.561	- 6,4
1962	27.170	28.059	889	3,3
1963	29.760	32.243	2.483	8,3
1964	33.810	34.825	1.015	3,0
1965	39.870	39.523	- 347	- 0,9
1966	44.220	42.759	- 1.461	- 3,3
1967	46.680	46.840	160	0,3
1968	49.510	48.564	- 946	- 1,9
1969	55.230	53.162	- 2.068	- 3,7
1970	63.530	65.365	1.835	2,9

$$A_{35}^{t} = - 14,854 + 0,47116 \; Y_{5}^{t-1}$$

R^2 = 0,986
DW = 1,61
t = 23,3322
MAF = 3,4

Sozialleistungen der Gebietskörperschaften
an Rentnerhaushalte (2. Kategorie)

TABELLE A 3o

Die Anpassung der Variablen A_{45}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	5.29o	5.o37	- 253	- 4,8
1962	5.33o	5.533	2o3	3,8
1963	5.3oo	5.936	636	12,o
1964	6.22o	6.185	- 35	- o,6
1965	6.83o	6.638	- 192	- 2,8
1966	6.93o	6.95o	2o	o,3
1967	7.77o	7.343	- 427	- 5,5
1968	7.8oo	7.5o9	- 291	- 3,7
1969	7.91o	7.952	42	o,5
197o	8.83o	9.128	298	3,4

$A_{45}^{t} = 1.397 + o,o4541 \; Y_5^{t-1}$

$R^2 = o,937$
DW = 1,45
t = 1o,8889
MAF = 3,7

Ausgaben für selbsterstellte Anlagen der Gebietskörperschaften (4. Kategorie)

TABELLE A 31

Die Anpassung der Variablen A_{55}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	33o	413	83	25,1
1962	57o	423	- 147	- 25,7
1963	41o	432	22	5,4
1964	45o	437	- 13	- 2,8
1965	39o	447	57	14,6
1966	46o	454	- 6	- 1,4
1967	44o	462	22	5,o
1968	47o	466	- 4	- o,9
1969	48o	475	- 5	- 1,o
197o	51o	5oo	- 1o	- 1,9

$$A_{55}^{t} = 335 + o,ooo97 \; Y_{5}^{t-1}$$

R^2 = (o,158)
DW = 2,82
t = (1,2256)
MAF = 8,4

Zuschüsse der Gebietskörperschaften an die Sozialversicherung (2. Kategorie)

TABELLE A 32

Die Anpassung der Variablen A_{65}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	11.81o	1o.925	- 885	- 7,5
1962	1o.85o	11.9o9	1.o59	9,8
1963	11.68o	12.71o	1.o3o	8,8
1964	12.9oo	13.2o4	3o4	2,4
1965	13.89o	14.1o3	213	1,5
1966	15.1oo	14.722	- 378	- 2,5
1967	16.51o	15.5o3	- 1.oo7	- 6,1
1968	16.77o	15.833	- 937	- 5,6
1969	17.36o	16.713	- 647	- 3,7
197o	17.8oo	19.o48	1.248	7,o

$$A_{65}^{t} = 3.697 + o,o9o17\ Y_{5}^{t-1}$$

R^2 = o,882
DW = 1,23
t = 7,716o
MAF = 5,5

Laufende Eintragungen der Gebietskörperschaften
an das Ausland (3. Kategorie)

TABELLE A 33

Die Anpassung der Variablen A_{75}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	3.51o	2.974	- 536	- 15,3
1962	3.71o	3.231	- 479	- 12,9
1963	3.27o	3.44o	17o	5,2
1964	3.15o	3.57o	42o	13,3
1965	3.55o	3.8o5	255	7,2
1966	2.94o	3.967	1.o27	34,9
1967	3.26o	4.171	911	27,9
1968	4.95o	4.257	- 693	- 14,o
1969	5.54o	4.488	-1.o52	- 19,o
197o	5.12o	5.o98	- 22	- o,4

$$A_{75}^{t} = 1.o83 + o,o2359\ Y_{5}^{t-1}$$

R^2 = (o,46o)
DW = 1,15
t = 2,6o8
MAF = 15,o

Ausgaben der Sozialversicherung für Vorleistungen
und Bruttoinvestitionen von Unternehmen
(2. Kategorie)

TABELLE A 34

Die Anpassung der Variablen A_{16}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	7.27o	6.625	- 645	- 8,9
1962	8.21o	8.384	174	2,1
1963	8.98o	9.189	2o9	2,3
1964	9.8oo	1o.299	499	5,1
1965	11.33o	11.528	198	1,7
1966	13.43o	13.o64	- 384	- 2,9
1967	14.41o	14.887	477	3,3
1968	15.82o	15.681	- 139	- o,9
1969	17.75o	17.259	- 491	- 2,8
197o	19.98o	2o.o8o	1oo	o,5

$$A_{16}^{t} = - 4.849 + o,27358 \; Y_{6}^{t-1}$$

R^2 = o,991
DW = 1,95
t = 3o.3585
MAF = 3,o

Sozialleistungen der Sozialversicherung an Selbständigenhaushalte (4. Kategorie)

TABELLE A 35

Die Anpassung der Variablen A_{26}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	61o	626	16	2,7
1962	72o	6o3	- 117	- 16,3
1963	7oo	592	- 1o8	- 15,4
1964	56o	577	17	3,1
1965	41o	561	151	36,8
1966	46o	54o	8o	17,5
1967	47o	516	46	9,7
1968	48o	5o5	25	5,2
1969	5oo	484	- 16	- 3,2
197o	54o	446	- 94	- 17,4

$$A_{26}^{t} = 78o - o,oo367 \; Y_{6}^{t-1}$$

R^2 = (o,3o6)
DW = (o,98)
t = (1,8795)
MAF = 12,7

Sozialleistungen und Löhne der Sozialversicherung
an Arbeitnehmerhaushalte (2. Kategorie)

TABELLE A 36

Die Anpassung der Variablen A_{36}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	9.38o	9.497	117	1,2
1962	1o.4oo	1o.333	- 67	- o,6
1963	11.34o	1o.716	- 624	- 5,5
1964	1o.97o	11.244	274	2,5
1965	11.26o	11.828	568	5,o
1966	12.o9o	12.551	461	3,8
1967	13.63o	13.426	- 2o4	- 1,5
1968	14.14o	13.8o4	- 336	- 2,4
1969	15.35o	14.554	- 796	- 5,2
197o	15.29o	15.896	6o6	4,o

$$A_{36}^{t} = 4.o4o + o,13o12 \; Y_{6}^{t-1}$$

R^2 = o,945
DW = 1,79
t = 11.6886
MAF = 3,2

Renten und Beamtenpensionen (1. Kategorie)

TABELLE A 37

Die Anpassung der Variablen A_{46}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	24.55o	23.253	- 1.297	- 5,3
1962	26.92o	27.864	944	3,5
1963	29.27o	29.973	7o3	2,4
1964	32.54o	32.885	345	1,1
1965	36.19o	36.1o5	- 85	- o,2
1966	4o.o2o	4o.o86	66	o,2
1967	44.54o	44.913	373	o,8
1968	47.58o	46.993	- 587	- 1,2
1969	52.45o	51.131	- 1.319	- 2,5
197o	57.67o	58.526	856	1,5

$$A_{46}^{t} = - 6.828 + o,71723 \; Y_{6}^{t-1}$$

R^2 = o,995
DW = 1,9o
t = 38,2789
MAF = 1,9

Ausgaben der Sozialversicherung für Vorleistungen
von den Gebietskörperschaften (3. Kategorie)

TABELLE A 38

Die Anpassung der Variablen A_{56}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	1.25o	1.1o4	- 146	- 11,7
1962	1.4oo	1.447	47	3,3
1963	1.58o	1.6o3	23	1,5
1964	1.78o	1.819	39	2,2
1965	2.o2o	2.o58	38	1,9
1966	2.34o	2.354	14	o,6
1967	2.59o	2.712	122	4,7
1968	2.88o	2.867	- 13	- o,5
1969	3.25o	3.174	- 76	- 2,3
197o	3.77o	3.723	- 47	- 1,3

$$A_{56}^{t} = - 1.129 + o,o5324 \; Y_{6}^{t-1}$$

R^2 = o,992
DW = 1,46
t = 31,4312
MAF = 3,o

Laufende Übertragungen der Sozialversicherung
an das Ausland (4. Kategorie)

TABELLE A 39

Die Anpassung der Variablen A_{76}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	21o	156	- 54	- 25,8
1962	23o	226	- 4	- 1,9
1963	25o	258	8	3,o
1964	29o	3o2	12	4,o
1965	32o	351	31	9,5
1966	37o	411	41	11,o
1967	42o	484	64	15,2
1968	55o	515	- 35	- 6,3
1969	63o	578	- 52	- 8,2
197o	7oo	69o	- 1o	- 1,4

$$A_{76}^{t} = - 3oo + o,o1o87 \; Y_{6}^{t-1}$$

R^2 = o,949
DW = 1,12
t = 12,2414
MAF = 8,6

Exporteinnahmen der Unternehmen (1. Kategorie)

TABELLE A 4o

Die Anpassung der Variablen A_{17}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	63.69o	61.o76	- 2.614	- 4,1
1962	66.8oo	66.4o6	- 394	- o,6
1963	72.92o	74.684	1.764	2,4
1964	81.33o	8o.372	- 958	- 1,2
1965	89.26o	91.3o2	2.o42	2,3
1966	1oo.53o	1o9.759	9.229	9,2
1967	1o8.25o	114.928	6.678	6,2
1968	121.79o	113.139	- 8.651	- 7,1
1969	139.82o	13o.288	- 9.532	- 6,8
197o	155.55o	157.986	2.436	1,6

$$A_{17}^{t} = - 12.o23 + 1,23373 \; Y_{7}^{t-1}$$

R^2 = o,964
DW = 1,46
t = 14,6697
MAF = 4,1

Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen
der Selbständigenhaushalte vom Ausland
(4. Kategorie)

TABELLE A 41

Die Anpassung der Variablen A_{27}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	7o	67	- 3	- 4,8
1962	12o	91	- 29	- 24,o
1963	12o	129	9	7,8
1964	16o	156	- 4	- 2,8
1965	2oo	2o6	6	3,o
1966	23o	291	61	26,5
1967	26o	315	55	21,1
1968	35o	3o7	- 43	- 12,4
1969	43o	386	- 44	- 1o,3
197o	52o	513	- 7	- 1,3

$$A_{27}^{t} = - 27o + o,oo569 \; Y_{7}^{t-1}$$

R^2 = o,94o
DW = 1,42
t = 11,1622
MAF = 11,4

Lohneinkommen der Arbeitnehmerhaushalte vom Ausland (3. Kategorie)

TABELLE A 42

Die Anpassung der Variablen A_{37}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	1.45o	1.462	12	o,9
1962	1.52o	1.5o2	- 18	- 1,2
1963	1.59o	1.564	- 26	- 1,6
1964	1.62o	1.6o7	- 13	- o,8
1965	1.65o	1.688	38	2,3
1966	1.74o	1.826	86	4,9
1967	1.84o	1.864	24	1,3
1968	1.93o	1.851	- 79	- 4,1
1969	2.ooo	1.979	- 21	- 1,o
197o	2.19o	2.186	- 4	- o,2

$$A_{37}^{t} = 917 + o{,}oo912 \; Y_{7}^{t-1}$$

R^2 = o,965
DW = 1,39
t = 14,7597
MAF = 1,8

Laufende Übertragungen des Auslands an die Gebietskörperschaften (3. Kategorie)

TABELLE A 43

Die Anpassung der Variablen A_{57}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	21o	- 116	- 326	- 155,4
1962	12o	- 21	- 141	- 117,3
1963	11o	128	18	16,2
1964	11o	23o	12o	1o9,o
1965	17o	426	256	15o,6
1966	29o	757	467	161,1
1967	35o	85o	5oo	142,9
1968	1.21o	818	- 392	- 32,4
1969	1.48o	1.126	- 354	- 23,9
197o	1.77o	1.623	- 147	- 8,3

$A_{57}^{t} = - 1.428 + o,o2214 \; Y_{7}^{t-1}$

$R^2 = o,738$

DW = (o,99)

t = 4,7414

MAF = 91,7

Sozialversicherungsbeiträge vom Ausland
(4. Kategorie)

TABELLE A 44

Die Anpassung der Variablen A_{67}

Jahr	Beobachtete Werte	Errechnete Werte	Abweichung	Abweichung
	Mio DM			in v.H.
1961	7o	61	- 9	- 12,4
1962	7o	66	- 4	- 5,8
1963	8o	73	- 7	- 8,6
1964	8o	78	- 2	- 2,5
1965	9o	87	- 3	- 2,8
1966	11o	1o3	- 7	- 6,o
1967	8o	1o8	28	34,9
1968	8o	1o6	26	33,o
1969	12o	121	1	1,o
197o	17o	145	- 25	- 14,6

$A_{67}^{t} = - 2 + o,oo1o7 \; Y_{7}^{t-1}$

$R^2 = o,736$

DW = 1,13

t = 4,72o1

MAF = 12,1

TABELLE A 45

Die numerischen Werte der Koeffizientenmatrizen und des Vektors der autonomen Einnahmen für die erste Version des Modells II

$$A = \begin{bmatrix} 0,61924 & 0,68293 & 0,53771 & 0,88592 & 0,487o6 & 0,25891 & 1,1o956 \\ 0,o6848 & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o1756 & -o,oo484 & o,oo48o \\ 0,17225 & o,o1488 & o,o & o,o & o,459o5 & o,139o5 & o,oo865 \\ o,oo239 & o,o & o,o & o,o & o,o4597 & o,7o2o5 & o,o \\ o,o5495 & o,14313 & o,11772 & o,oo93o & o,ooo88 & o,o4927 & o,o1548 \\ o,oo487 & o,o2584 & o,19826 & o,o1o16 & o,o8823 & o,o & o,ooo88 \\ o,o9o59 & o,oo117 & o,o195o & o,o & o,o1546 & o,oo939 & o,o \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} o,8o838 & o,49419 & o,37637 & o,7o981 & o,1o96o & o,o963o & o,65445 \\ o,o686o & o,o & o,o & o,o & o,o2669 & o,oo767 & o,oo465 \\ o,11632 & o,oo727 & o,o & o,o & o,13276 & -o,o5862 & o,oo293 \\ o,oo112 & o,o & o,o & o,o & -o,oo618 & o,o9964 & o,o \\ o,o5413 & o,o3298 & o,21555 & o,o6821 & o,ooo98 & o,o26o9 & o,o3511 \\ -o,oo145 & o,o1733 & o,28561 & o,o1453 & o,o2127 & o,o & o,ooo99 \\ o,o965o & o,oo111 & o,o2999 & o,o & o,o89o7 & o,oo97o & o,o \end{bmatrix}$$

$$c = \begin{bmatrix} 21.o32 \\ 14.469 \\ -26.656 \\ - 6.478 \\ 3.874 \\ - 3.335 \\ -28.2o5 \end{bmatrix}$$

TABELLE A 46

Die numerischen Werte der Koeffizientenmatrizen und des Vektors der autonomen Einnahmen für die zweite Version des Modells II

$$A = \begin{bmatrix} 0,61924 & 0,68293 & 0,53771 & 0,88592 & 0,497o5 & 0,27358 & 1,1o956 \\ 0,o6848 & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o1999 & -o,oo367 & o,oo48o \\ o,17225 & o,o1586 & o,o & o,o & o,47116 & o,13o12 & o,oo921 \\ o,oo257 & o,o & o,o & o,o & o,o4541 & o,71723 & o,o \\ o,o5495 & o,14759 & o,11772 & o,o1573 & o,ooo97 & o,o4927 & o,o1548 \\ o,oo465 & o,o2812 & o,19826 & o,o1153 & o,o9o17 & o,o & o,oo1o7 \\ o,o9o59 & o,oo132 & o,o195o & o,o & o,o1546 & o,o1o87 & o,o \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} 0,8o838 & 0,49419 & 0,37637 & 0,7o981 & o,o & o,o & o,65445 \\ 0,o686o & o,o & o,o & o,o & o,o & o,o & o,oo465 \\ o,11632 & o,o & o,o & o,o & o,o & o,o & o,o \\ o,o & o,o & o,o & o,o & o,o & o,o & o,o \\ o,o5413 & o,o & o,21555 & o,o & o,o & o,o26o9 & o,o3511 \\ o,o & o,o & o,28561 & o,o & o,o & o,o & o,o \\ o,o965o & o,o & o,o2999 & o,o & o,o89o7 & o,o & o,o \end{bmatrix}$$

$$c = \begin{bmatrix} 47.82o \\ 14.428 \\ -26.59o \\ - 6.917 \\ 3.664 \\ - 3.34o \\ -28.246 \end{bmatrix}$$

TABELLE A 47

Die numerischen Werte der Matrix A^* und des Vektors c^* für die zweite Version des Modells II

$$A^* = \begin{bmatrix} -3,88139 & 4,72251 & 3,42548 & 4,o8256 & 15,76448 & 19,43oo2 & 1o,55635 \\ -o,26834 & o,3264o & o,23661 & o,28211 & 1,1o9o8 & 1,339o3 & o,72958 \\ -o,39555 & o,56518 & o,39845 & o,47488 & 2,3o488 & 2,39o22 & 1,23712 \\ o,oo257 & o,o & o,o & o,o & o,o4541 & o,71723 & o,o \\ -3,1212 & o,54835 & o,18641 & o,35837 & 1,42837 & 1,68194 & o,86748 \\ -o,1o832 & o,18954 & o,o2645 & o,14716 & o,74847 & o,68267 & o,35441 \\ -o,42o13 & o,52283 & o,34862 & o,44o13 & 1,644o1 & 2,1o736 & 1,133o6 \end{bmatrix}$$

$$c^* \quad \begin{bmatrix} 478.714 \\ 47.371 \\ 29.o94 \\ - 6.917 \\ 36.753 \\ 4.97o \\ 22.o96 \end{bmatrix}$$

TABELLE A 48

Die charakteristischen Wurzeln des Modells II
(2. Version)

Realteil	Imaginärteil
- 1,17818	-
1.1o323	-
o,27811	-
- o,o691o	o,o5277
- o,o691o	-o,o5277
o,o1898	-
o,oo361	-

Tabelle A 49

Die Eigenvektoren zu den beiden größten Eigenwerten des Modells II
(2. Version)

Eigenvektor zu	
$\lambda(A^*)_1$	$\lambda(A^*)_2$
77,11	62,98
5,26	4,44
3,19	13,69
- o,56	2,83
4,87	6,12
o,34	3,74
8,68	6,2o

Tabelle A 5o

Die numerischen Werte der Koeffizientenmatrizen und des Vektors der autonomen Einnahmen für die dritte Version des Modells II

$$A = \begin{bmatrix} 0,61924 & 0,68293 & 0,53771 & 0,88592 & 0,497o5 & 0,27358 & 1,1o956 \\ 0,o6848 & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o1999 & -0,oo367 & 0,oo567 \\ 0,17225 & 0,o1586 & 0,o & 0,o & 0,47116 & 0,13o12 & 0,oo921 \\ 0,oo257 & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o4541 & 0,71723 & 0,o \\ 0,o5495 & 0,14759 & 0,11772 & 0,o1573 & 0,ooo97 & 0,o5324 & 0,o2214 \\ 0,oo465 & 0,o2818 & 0,19826 & 0,o1153 & 0,o9o17 & 0,o & 0,oo1o7 \\ 0,o9o59 & 0,oo132 & 0,o2353 & 0,o & 0,o2359 & 0,o1o87 & 0,o \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} 0,8o838 & 0,49419 & 0,37637 & 0,7o981 & 0,o & 0,o & 0,65445 \\ 0,o686o & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o \\ 0,11632 & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o \\ 0,o & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o \\ 0,o5413 & 0,o & 0,21555 & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o \\ 0,o & 0,o & 0,28561 & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o \\ 0,o965o & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o & 0,o \end{bmatrix}$$

$$c = \begin{bmatrix} 47.82o \\ 14.395 \\ -\ 26.59o \\ -\ 6.917 \\ 3.319 \\ -\ 3.34o \\ -\ 28.561 \end{bmatrix}$$

TABELLE A 51

Die numerischen Werte der Matrix A^* und des Vektors c^* für die dritte Version des Modells II

$$A^* = \begin{bmatrix} -3,35125 & 3,851o2 & 3,48o16 & 3,46777 & 14,41239 & 16,48o34 & 9,o8517 \\ -o,23oo2 & o,26418 & o,23874 & o,23789 & 1,oo868 & 1,12688 & o,62893 \\ -o,33389 & o,46381 & o,4o481 & o,4o337 & 2,14761 & 2,o4711 & 1,o66oo \\ o,oo257 & o,o & o,o & o,o & o,o4541 & o,71723 & o,o \\ -o,25255 & o,456o2 & o,17781 & o,29o39 & 1,244o3 & 1,38658 & o,7437o \\ -o,o9o71 & o,16o65 & o,o2827 & o,12674 & o,7o355 & o,58468 & o,3o553 \\ -o,32931 & o,37294 & o,35937 & o,33464 & 1,41439 & 1,6o122 & o,87672 \end{bmatrix}$$

$$c^* = \begin{bmatrix} 419.9o3 \\ 43.2oo \\ 22.253 \\ - 6.917 \\ 3o.845 \\ 3.o16 \\ 11.96o \end{bmatrix}$$

TABELLE A 52

Die charakteristischen Wurzeln des Modells II
(3. Version)

Realteil	Imaginärteil
- 1,16599	-
1,1o815	-
o,23595	-
- o,o8o19	o,o5186
- o,o8o19	-o,o5186
o,o1921	-
- o,o1377	-

TABELLE A 53

Die Eigenvektoren zu den beiden größten Eigenwerten des Modells II
(3. Version)

$\lambda(A^*)_1$	$\lambda(A^*)_2$
78,15	62,99
5,26	4,44
3,4o	13,67
- o,62	2,82
4,36	6,14
o,45	3,74
7,77	6,21

T A B E L L E A54

Die konkrete Gestalt der Matrix M des Schumann-Modells

$$M = \begin{bmatrix}
0{,}099 & -0{,}101 & -0{,}997 & -0{,}496 & -0{,}149 & -0{,}099 & 0{,}101 & 0{,}997 & 0{,}496 & 0{,}149 \\
-1{,}373 & -0{,}352 & -2{,}089 & -0{,}315 & 0{,}152 & 1{,}373 & 0{,}352 & 2{,}089 & 0{,}315 & -0{,}152 \\
-0{,}473 & -0{,}067 & -0{,}825 & -0{,}418 & -0{,}086 & 0{,}473 & 0{,}067 & 0{,}825 & 0{,}418 & 0{,}086 \\
-0{,}051 & -0{,}009 & -0{,}069 & -0{,}059 & -0{,}012 & 0{,}051 & 0{,}009 & 0{,}069 & 0{,}059 & 0{,}012 \\
-5{,}634 & -0{,}621 & -8{,}851 & -4{,}674 & -1{,}125 & 5{,}634 & 0{,}621 & 8{,}851 & 4{,}674 & 1{,}125 \\
1{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 \\
0{,}0 & 1{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 \\
0{,}0 & 0{,}0 & 1{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 \\
0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 1{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 \\
0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 1{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0 & 0{,}0
\end{bmatrix}$$

TABELLE A 55

Tatsächliche und errechnete Sektoranteile an den Gesamteinnahmen aller Sektoren in den Jahren 196o, 1965 und 197o in v.H.

Sektor	Anteil	196o	1965	197o
Unternehmen	Tatsächlich	66,1	65,o	64,3
	Errechnet	-	64,9	64,3
Selbständige	Tatsächlich	5,8	5,4	5,o
	Errechnet	-	5,4	5,o
Arbeitnehmer	Tatsächlich	11,9	12,8	13,1
	Errechnet	-	12,8	13,o
Rentner	Tatsächlich	2,2	2,3	2,4
	Errechnet	-	2,3	2,5
Gebietskörperschaften	Tatsächlich	6,2	6,2	6,2
	Errechnet	-	6,4	6,3
Sozialversicherung	Tatsächlich	3,2	3,3	3,6
	Errechnet	-	3,4	3,5
Ausland	Tatsächlich	4,6	5,o	5,4
	Errechnet	-	4,8	5,4

Quelle: Tabellen III.2.1 bis III.2.7

TABELLE A 56

Tatsächliche und errechnete Anteile der drei Haushaltssektoren an den Gesamteinnahmen aller Haushalte in den Jahren 196o, 1965 und 197o in v.H.

Sektor	Anteil	196o	1965	197o
Selbständige	Tatsächlich	29,3	26,1	24,4
	Errechnet	-	26,1	24,5
Arbeitnehmer	Tatsächlich	59,8	62,8	64,1
	Errechnet	-	62,5	63,6
Rentner	Tatsächlich	1o,9	11,1	11,5
	Errechnet	-	11,4	11,9

Quelle: Tabellen III.2.1 bis III.2.7

TABELLE A 57

Die Entwicklung der Bruttoeinkommensposition der drei Haushaltssektoren

Sektor	Anteil der drei Haushaltssektoren an den Gesamteinnahmen aller Haushalte in v.H. in den Jahren				
	196o[1]	197o[2]	1975[2]	198o[2]	Grenzwert[2]
Selbständigen-haushalte	29,3	24,5	23,3	22,6	21,7
Arbeitnehmer-haushalte	59,8	63,6	64,4	64,8	65,4
Rentner-haushalte	1o,9	11,9	12,3	12,6	12,9

1) Tatsächlicher Anteil 2) Rechnerischer Anteil

TABELLE A 58

Die Belastung der privaten Haushalte mit direkten Steuern und Sozialverischerungsbeiträgen von 196o bis 198o

Sektor	Abgaben in v.H. der Bruttoeinnahmen in den Jahren			
	196o[1]	197o[2]	1975[2]	198o[2]
Selbständige	2o,6	18,1	17,2	16,3
Arbeitnehmer	27,6	27,7	3o,8	32,o
Rentner	3,9	3,1	2,8	2,6

1) Tatsächlicher Anteil 2) Errechneter Anteil

TABELLE A 59

Die Entwicklung der Nettoeinkommensposition der drei Haushaltssektoren von 196o bis 198o

Sektor	Anteil der Haushaltssektoren an den Nettoeinkommen aller Haushalte in v.H. in den Jahren			
	196o[1]	197o[2]	1975[2]	198o[2]
Selbständige	3o,1	26,1	25,5	25,1
Arbeitnehmer	56,7	58,9	58,7	58,6
Rentner	13,2	15,o	15,8	16,3

1) Tatsächlicher Anteil 2) Rechnerischer Anteil

TABELLE A 6o

Die Entwicklung der Sparquoten der drei Haushaltssektoren von 196o bis 198o

Sektor	Anteile der Ersparnisse an den verfügbaren Einkommen in v.H. in den Jahren			
	196o[1]	197o[2]	1975[2]	198o[2]
Selbständige	35,8	27,9	25,2	23,4
Arbeitnehmer	8,o	13,7	16,4	18,1
Rentner	7,7	11,1	12,9	14,o

1) Tatsächlicher Anteil 2) Rechnerischer Anteil

LITERATUR- und QUELLENVERZEICHNIS

BECKMANN, M.J. und KÜNZI, H.P. — Mathematik für Ökonomen II, Berlin, Heidelberg, New York 1973

BUNDESMINISTER FÜR ARBEIT UND SOZIALORDNUNG (Hrsg.) — Bundesarbeitsblatt, Jahrgänge 1958, 1969, 197o

DERSELBE — Sozialbudget 1968, Bonn 1969

CHIPMAN, J.S. — The Multi-Sector-Multiplier, in: Econometrica, Vol. 18, 195o S. 355 - 374

DERSELBE — Professor Goodwin's Matrix Multiplier, in: The Economic Journal, Vol. LX, 195o, S. 753 - 763

DERSELBE — The Theory of Intersectoral Money Flows and Income Formation, Baltimore 1951

FISCHER, J. und UEBE, G. — Die Linearisierung eines größeren ökonometrischen Modells - Das Modell von Prof. Krelle - Bonn V, Discussionspaper Nr. 6, unveröffentlichtes Manuskript, Abteilung Mathematik an der Technischen Universität München, München o.J.

FRIEDRICH, D. — Schätzprobleme sowie Verfahren und Möglichkeiten der Analyse ökonometrischer Modelle, Schriftenreihe des Instituts für Angewandte Wirtschaftsforschung, Bd. 24, Tübingen 1974

GANTMACHER, F.R. — Matrizenrechnung, Teil II, zweite Auflage, Berlin (DDR) 1966

GEHRIG, G. und KUHLO, K.C. — Überprüfung der ökonometrischen Projektion von 1962, in: Ifo-Studien, 18. Jg., Berlin und München 1972, S. 275 - 299

GOLLNICK, H. — Einführung in die Ökonometrie, Stuttgart 1968

GOODWIN, R.M.	The Multiplier as a Matrix, in: The Economic Journal, Vol. LIX, 1949, S. 537 - 555
DERSELBE	Does the Matrix Multiplier Oscillate?, in: The Economic Journal, Vol. LX, 1950, S. 764 - 770
GRUBER, J.	Ökonometrische Modelle des Cowles-Commission-Typs: Bau und Interpretation, Hamburg und Berlin 1969
HAMER, G.	Neuere Entwicklungen der Multiplikatortheorie, Dissertation, Kiel 1954
HELMSTÄDTER, E.	Die geordnete Input-Output-Struktur, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 174, 1962, S. 322 - 361
DERSELBE	Die Dreiecksform der Input-Output-Matrix und ihre möglichen Wandlungen im Wachstumsprozeß, in: F. Neumark (Hrsg.), Strukturwandlungen einer wachsenden Wirtschaft, Schriften des Vereins für Socialpolitik, NF Bd. 30/II, Berlin 1964, S. 1005 - 1054
DERSELBE	Wirtschaftstheorie II (München 1976)
HELMSTÄDTER, E., HEUBES, J., KRUPP, R. und MEYER, B.	Wirtschaftskunde der Bundesrepublik Deutschland, Düsseldorf und Köln 1975
JAHNKE, W.	Ökonometrische Untersuchungen über ein dynamisches Sektorenmodell für die Bundesrepublik Deutschland 1951 - 1960, Berlin 1966
KAISER, W.	Soziale Struktur des Sparens und der Steuerzahlungen in der BRD von 1967 bis 1970, unveröffentlichter Forschungsbericht des Instituts für Industriewirtschaftliche Forschung der Universität Münster, Münster 1972

KORTE, B. und OBERHOFER, W. — Zwei Algorithmen zur Lösung eines komplexen Reihenfolgenproblems, in: Unternehmensforschung, Bd. 12, 1968, S. 217 - 231

DIESELBEN — Zur Triangulation von Input-Output-Matrizen, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 182, 1969, S. 398 - 433

KRELLE, W. und GABISCH, G. — Wachstumstheorie, Berlin, Heidelberg, New York 1972

KRELLE, W., BECKERHOFF, D., LANGER, H.G. und FUSS, H. — Ein Prognosesystem für die wirtschaftliche Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland, Meisenheim am Glan 1969

KRUPP, R. — Die Ordnungsstruktur ökonomischer Modelle, Dissertation, Bonn 1971

LÜDEKE, D. — Ein ökonometrisches Vierteljahresmodell für die Bundesrepublik Deutschland, Schriftenreihe des Instituts für Angewandte Wirtschaftsforschung, Bd. 1o, Tübingen 1969

MENGES, G. — Ökonometrische Prognosen, Köln und Opladen 1967

MEYER, U. — Zur Lösung von linearen Differenzengleichungssystemen, insbesondere der Behandlung von komplexen Eigenwerten; unveröffentlichtes Manuskript, Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre der Universität Münster, Münster 1975

SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG (Hrsg.) — Vollbeschäftigung für Morgen, Jahresgutachten 1974/75, Stuttgart und Mainz 1974

SAMUELSON, P.A. — Foundations of Economic Analysis, 2nd printing, Cambridge (Mass.) 1948

SCHÄFER, R. und ZERWAS, A. — Transaktionenmatrizen des monetären Einkommenskreislaufs für die BRD 195o - 197o; unveröffentlichter Forschungsbericht des Instituts für Industriewirtschaftliche Forschung der Universität Münster, Münster 1972

SCHLOENBACH, K. — Ökonometrische Analyse der Lohn- und Arbeitsmarktentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland 1967 bis 1968 - Eine Erweiterung des "Bonner Prognosemodells" -, Meisenheim am Glan 1972

SCHNEEWEISS, H. — Ökonometrie, Würzburg und Wien 1971

SCHNEIDER, E. — Einführung in die Wirtschaftstheorie, III. Band, 8. Auflage, Tübingen 1964

SCHUMANN, J. — Die Sektorenanalyse als Instrument konjunkturtheoretischer Untersuchungen, Berlin 1959

STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) Fachserie N, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 1 "Konten und Standardtabellen", Stuttgart und Mainz 197o

DERSELBE — Fachserie N, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Reihe 3 "Sonderbeiträge": Revidierte Reihen ab 195o, Stuttgart und Main 1972

DERSELBE — Wirtschaft und Statistik, Heft 7 Stuttgart und Mainz 1975

DERSELBE — Statistisches Jahrbuch 1975, Stuttgart und Mainz 1975

TAKAYAMA, A. — Mathematical Economics, Hinsdale (Illinois) 1974

Lebenslauf

Name:	Rolf Schäfer
Geburtstag und -ort:	21.6.1944 in Hannover
Eltern:	Sophie und Matthias Schäfer
Beruf des Vaters:	Werkzeugmachermeister
Staatsangehörigkeit:	Deutsch
Ausbildung:	Kath. Volksschule in Bad Godesberg-Mehlem von 1950 bis 1954. Städtische Realschule Bad Godesberg von 1954 bis 1960. Städtisches Tannenbusch-Gymnasium Bonn, Wirtschaftswissenschaftlicher Zweig, von 1960 bis 1963. Abitur am 13.3.1963. Studium der Wirtschaftswissenschaften an der Rheinischen Friedrich-Wilhelms-Universität in Bonn von 1963 bis 1968. Diplomprüfung für Volkswirte am 22.4.1968.
Berufliche Tätigkeiten:	Wissenschaftlicher Mitarbeiter von Prof. Dr. E. Helmstädter an der Wirtschaftstheoretischen Abteilung des Instituts für Gesellschafts- und Wirtschaftswissenschaften der Universität Bonn vom 1.6.1968 bis 30.6.1970. Wissenschaftlicher Mitarbeiter von Prof. Dr. E. Helmstädter am Institut für Industriewirtschaftliche Forschung der Westfälischen Wilhelms-Universität in Münster vom 1.7.1970 bis 31.8.1975. Seit dem 1.1.1976 Wissenschaftlicher Assistent am Institut für Industriewirtschaftliche Forschung der Universität Münster.